



**HAL**  
open science

# Inégalités en Afrique sub-saharienne : analyse de la spécificité régionale et études de cas en Côte d'Ivoire et à Madagascar.

Charlotte Guénard

## ► To cite this version:

Charlotte Guénard. Inégalités en Afrique sub-saharienne : analyse de la spécificité régionale et études de cas en Côte d'Ivoire et à Madagascar. . Démographie. Institut d'Etudes Politiques de Paris, 2003. Français. NNT: . tel-01668939

**HAL Id: tel-01668939**

**<https://hal.science/tel-01668939>**

Submitted on 20 Dec 2017

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Institut d'Etudes Politiques de Paris  
Ecole Doctorale

Thèse pour obtenir le grade de docteur en Sciences Economiques,  
spécialité Démographie Economique  
de l'Institut d'Etudes Politiques de Paris

(Arrêté du 30 mars 1992)

**INEGALITES EN AFRIQUE SUB-SAHARIENNE:  
ANALYSE DE LA SPECIFICITE REGIONALE ET ETUDES DE CAS EN CÔTE  
D'IVOIRE ET A MADAGASCAR**

Présentée et soutenue publiquement par

Charlotte GUENARD

le 4 novembre 2003

**Directeurs de thèse :** Didier Blanchet, directeur du département D3E de l'INSEE  
Denis Cogneau, chercheur IRD-DIAL, UR CIPRE

**Jury :** Philippe De Vreyer, rapporteur, Professeur à l'Université de Nantes  
Philippe Hugon, président, Professeur à l'Université de ParisX-Nanterre  
Eric Maurin, rapporteur, Administrateur INSEE, chercheur au CREST

L'Institut d'Etudes Politiques de Paris n'entend donner aucune approbation ni improbation aux opinions émises dans les thèses ; ces opinions doivent être considérées comme propres à leurs auteurs.

à Georges Photios Tapinos

## ***Remerciements***

Mes remerciements vont naturellement en premier lieu à Denis Cogneau pour m'avoir initialement puis constamment motivée pour cette recherche, pour m'avoir toujours accordé sa confiance malgré toutes les péripéties qui ont jalonné ce travail, pour avoir eu la patience de guider ma réflexion et de suivre la totalité de mon travail. J'ai appris énormément en travaillant avec lui, en bénéficiant de son expérience scientifique et relationnelle dans le monde de la recherche, de sa rigueur et de sa maîtrise techniques, de sa réflexion foisonnante au cours de nombreuses discussions.

Je remercie vivement M. Didier Blanchet pour avoir accepté de prendre la direction officielle de ma thèse à l'issue de ce travail, à la suite de M. Georges Photios Tapinos qui en assumait la responsabilité jusqu' à sa disparition soudaine en novembre 2000. Ma reconnaissance va aussi bien sûr vers ce dernier qui a su susciter mon intérêt pour la recherche à travers les séminaires de DEA de Démographie économique qu'il animait avec d'autres, notamment M. Blanchet, et m'inciter par sa grande ouverture d'esprit, sa disponibilité humaine, ses encouragements et coups de pouce à tester mes aptitudes à la recherche.

Un grand merci à mes coauteurs Michael Grimm et Sandrine Mesplé-Somps pour leur collaboration. Leur travail sur la Côte d'Ivoire et leurs critiques m'ont permis d'enrichir cette thèse en lui apportant une dimension comparative et une profondeur temporelle.

Merci beaucoup à Constance Torelli pour ses fréquents appuis à l'analyse statistique ainsi qu'à Philippe De Vreyer pour ses conseils, sa disponibilité et sa participation en tant que rapporteur au jury de ma thèse.

Merci à Messieurs Philippe Hugon et Eric Maurin pour avoir accepté de faire part du jury de ma thèse.

Je remercie Jacques Loup et Jean-Pierre Cling, directeurs de DIAL, et François Roubaud, directeur de l'UR CIPRE de l'IRD, pour leur accueil au sein de l'équipe de DIAL, les conditions de travail et d'environnement professionnel et amical privilégiées dont ils m'ont fait bénéficier tout au long de ma thèse.

Je remercie l'Institut d'Etudes Politiques de Paris et le Ministère de l'Education Nationale et de la Recherche pour m'avoir confié durant plusieurs années une charge d'enseignement à l'IEP de Paris en tant qu'Attachée Temporaire d'Enseignement et de Recherche et ainsi m'avoir permis d'exercer mon travail d'enseignante dans d'excellentes conditions.

Merci aux membres actuels de DIAL Mireille Razafindrakoto, Flore Gubert, François Aka Bedia, Marie-Hélène Durand, Michel Kagan, Alain Brilleau, Laure Pasquier-Doumer, Gilles Spielvogel, Mattias Kuepie pour l'environnement amical – mais néanmoins studieux – qu'ils m'ont fait partager. Merci à Anne-Sophie Robilliard, Mohammed-Ali Marouani et François Leclercq, mes voisins de bureau pour les moments de détente et de plaisanteries que nous avons partagés durant nos journées de travail.

Merci particulièrement à Martine Lorenzo pour ses encouragements et pour s'être occupée de mes problèmes matériels, à Coryne Ajavon et Sophie Béziau pour leur aide « logistique », à Loïc Le Pézenec pour ses cours de yoga qui m'ont permis de rester « zen » et en bonne

forme physique presque jusqu'aux termes de la rédaction de ma thèse et de ma grossesse *quasi* concomitantes.

Merci aussi à Annick Lorne pour la gestion administrative de ma thèse au secrétariat des DEA de l'IEP de Paris, ainsi qu'à Imré Antal pour la gestion informatique de mon poste de travail à DIAL.

Je tiens également à remercier tous ceux qui ont quitté DIAL au cours de ma thèse et avec qui j'ai passé tant de moments agréables: Karima Benchabane, Jean-David Naudet, Anne Joseph, Sarah Marniesse, Jean-Christophe Dumont, Florence et Patrice Izzo, Arlène Alpha, Rémi Bardon, Duncan James, Jean-François Gautier, Diane Coury, David Rosas, Sylvie Martinet, Gaëlle Letilly, Jean-Baptiste Gros, Javier Herrera, Jo-Anne Bour. Parmi eux, je remercie particulièrement Corine Boksenbaum pour tous les services qu'elle m'a rendus au cours de mes recherches bibliographiques et les nombreux articles qu'elle est allée chercher dans les bibliothèques parisiennes à ma demande.

Je remercie également Philippe Bocquier pour ses conseils amicaux et son accueil au Kenya lors de la formation sur les enquêtes biographiques que j'ai pu suivre grâce à lui avec des étudiants de l'Université de Nairobi, à Naivasha parmi les zèbres et les girafes.

Au moment de clore cet épisode de ma vie, j'ai également une pensée émue pour tous ceux qui m'ont encouragé à ne pas baisser les bras face aux nombreux obstacles personnels et familiaux qui se sont mis sur le chemin de cette thèse, particulièrement pour mes amies Sophie Radjef, Lisa Lombardo-Gaudin, Valérie Bréda et Virginie Tallio, ainsi que Mme Rigaud de l'IUFM d'Antony. J'ai également une pensée pour deux personnes chères, disparues aujourd'hui : ma grand-mère Geneviève Maget qui a suscité mon intérêt pour les cultures lointaines à travers ses récits de vie et Jacqueline Defives Cortez qui s'est toujours souciée de l'avancée de mes recherches.

Merci à mes parents Annie et Michel Guénard pour leur première relecture critique de certains chapitres et pour leur confiance inébranlable en l'issue de ce travail, à mes frères Xavier et Thomas Guénard, à mes « magnifiques sœurs » Christelle Guénard et Aurélie Cortez pour leurs encouragements, à Emmanuel Cortez pour sa générosité informatique, entre autres choses, ainsi qu'à tous les membres, proches et éloignés, de ma famille pour leur soutien.

Enfin, merci de tout cœur à mon compagnon Philippe Cortez pour sa confiance, sa patience ainsi que pour la détente, la joie, les soirées musicales et chaleureuses qu'il m'a fait partager jusqu'à la fin de ce long parcours. Merci à ma fille Zélie d'être restée sagement blottie dans mon ventre jusqu'à son arrivée à l'issue de la rédaction de cette thèse et de m'avoir fait connaître les joies d'être « maman » avant celles d'être « docteur ».

## PLAN DE LA THESE

INTRODUCTION GENERALE : INEGALITES ET PAUVRETE : TENDANCES GENERALES SUR LES QUATRE DERNIERES DECENNIE .....	1
--	---

---

---

### PREMIERE PARTIE : CROISSANCE, EVOLUTION DES INEGALITES DE REVENU ET DE LA PAUVRETE MONETAIRE DANS LES PAYS EN DEVELOPPEMENT : SYNTHESE DE LA LITTERATURE ET ANALYSES EMPIRIQUES

---

---

CHAPITRE 1	INEGALITES ET CROISSANCE : FAITS STYLISES, EXPLICATIONS THEORIQUES ET VALIDATIONS EMPIRIQUES.....	29
CHAPITRE 2	ANALYSE EMPIRIQUE DES FACTEURS EXPLICATIFS STRUCTURELS DU NIVEAU DES INEGALITES ECONOMIQUES DANS LES PAYS EN DEVELOPPEMENT ET/OU DEVELOPPES .....	78
CHAPITRE 3	ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES .....	107
CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE .....		155

---

---

### DEUXIEME PARTIE : INEGALITES ECONOMIQUES ET PAUVRETE DANS DEUX PAYS D'AFRIQUE SUB-SAHARIENNE : LA COTE D'IVOIRE ET MADAGASCAR.

---

---

CHAPITRE 4	EVALUATION DES NIVEAUX D INEGALITE ET ANALYSE COMPARATIVE DANS DEUX PAYS AFRICAINS : LA COTE D'IVOIRE ET MADAGASCAR .....	163
CHAPITRE 5	EVOLUTION DE LA PAUVRETE URBAINE EN COTE D'IVOIRE : UNE ANALYSE SUR 15 ANS D'ENQUETES MENAGES.....	217
CHAPITRE 6	EVOLUTION DES REVENUS SUR LE CYCLE DE VIE ET DES INEGALITES ENTRE GENERATIONS : LE CAS DE MADAGASCAR .....	259
CONCLUSION GENERALE .....		317

## TABLE DES MATIERES

### INTRODUCTION GENERALE : INEGALITES ET PAUVRETE : TENDANCES GENERALES SUR LES QUATRE DERNIERES DECENNIES

SECTION I :	PROBLEMATIQUE GENERALE.....	1
SECTION II :	DE QUELLES INEGALITES PARLE-T-ON ? COMMENT LES MESURE-T-ON ? .....	3
SECTION III :	INEGALITES DANS LA REPARTITION DES REVENUS ET PAUVRETE : EVOLUTION GLOBALE SUR LONGUE PERIODE .....	6
III.1	<i>Evolution globale des inégalités de revenus .....</i>	6
III.2	<i>Evolution de la pauvreté monétaire .....</i>	7
SECTION IV :	TENDANCES REGIONALES .....	6
IV.1	<i>Inégalités de revenu .....</i>	9
IV.2	<i>Pauvreté monétaire et humaine .....</i>	10
IV.3	<i>Persistance des différenciations régionales à l'intérieur de quelques pays .....</i>	14
SECTION V :	« ZOOM » SUR LA SITUATION AFRICAINE .....	16
V.1	<i>Des données de moins en moins rares mais hétérogènes.....</i>	16
V.2	<i>Une augmentation de la pauvreté monétaire.....</i>	17
V.3	<i>Une distribution inégalitaire de la pauvreté .....</i>	18
V.4	<i>De notables mais fragiles améliorations des conditions de vie .....</i>	19
V.5	<i>Le maintien de fortes inégalités de revenu .....</i>	22
SECTION VI :	PLAN DE LA THESE.....	23
BIBLIOGRAPHIE	.....	25



---

**PREMIERE PARTIE :**

**CROISSANCE, EVOLUTION DES INEGALITES DE REVENU ET DE LA PAUVRETE  
MONETAIRE DANS LES PAYS EN DEVELOPPEMENT : SYNTHESE DE  
LA LITTERATURE ET ANALYSES EMPIRIQUES**

---

<b>CHAPITRE 1 :</b>	<b>INEGALITES ET CROISSANCE : FAITS STYLISES, EXPLICATIONS THEORIQUES ET VALIDATION EMPIRIQUES .....</b>	<b>29</b>
<i>INTRODUCTION</i>	.....	<b>31</b>
<b>SECTION I :</b>	<b>LES LIENS ENTRE CROISSANCE ET INEGALITES DANS LA LITTERATURE ECONOMIQUE .....</b>	<b>32</b>
<b>I.1</b>	<b><i>Croissance, pauvreté et inégalités : faits stylisés</i> .....</b>	<b>32</b>
<b>I.1.1</b>	<b><i>La relation entre croissance et pauvreté</i> .....</b>	<b>32</b>
<b>I.1.2</b>	<b><i>La relation entre croissance, pauvreté et inégalités</i>.....</b>	<b>35</b>
<b>I.1.3</b>	<b><i>Observation de ces relations dans le contexte africain</i> .....</b>	<b>37</b>
<b>I.2</b>	<b><i>L'évidence empirique des liens de causalité entre croissance et inégalités : la courbe de Kuznets</i>.....</b>	<b>43</b>
<b>I.3</b>	<b><i>Les différentes explications théoriques à l'existence d'une telle relation</i>.....</b>	<b>48</b>
<b>SECTION II :</b>	<b>LES INEGALITES ET LA CROISSANCE : UNE RELATION INTROUVABLE ? .....</b>	<b>52</b>
<b>II.1</b>	<b><i>Retour sur la courbe de Kuznets en coupe transversale</i>.....</b>	<b>52</b>
<b>II.2</b>	<b><i>La courbe de Kuznets existe-t-elle sur des données longitudinales ?</i>.....</b>	<b>55</b>
<b>II.3</b>	<b><i>La courbe de Kuznets existe-t-elle sur des données uniquement africaines ?</i> .....</b>	<b>58</b>
<b>CONCLUSION</b>	.....	<b>59</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b>	.....	<b>60</b>
<b>ANNEXES</b>	<b><i>Tableaux complémentaires</i>.....</b>	<b>66</b>
	<b><i>Mesure de pauvreté et d'inégalité : méthodes de calcul</i>.....</b>	<b>73</b>
<b>CHAPITRE 2 :</b>	<b>ANALYSE EMPIRIQUE DES FACTEURS EXPLICATIFS STRUCTURELS DU NIVEAU DES INEGALITES ECONOMIQUES DANS LES PAYS EN DEVELOPPEMENT ET/OU DEVELOPPES.....</b>	<b>78</b>
<i>INTRODUCTION</i>	.....	<b>79</b>
<b>SECTION I :</b>	<b>LES CONTROVERSES DANS LA LITTERATURE SUR LES FACTEURS D'INEGALITES ET/OU DE DEVELOPPEMENT .....</b>	<b>80</b>
<b>SECTION II</b>	<b>ANALYSE EMPIRIQUE DES FACTEURS STRUCTURELS DU NIVEAU DES INEGALITES.....</b>	<b>86</b>

<b>II.1</b>	<i>Les données</i> .....	<b>86</b>
<b>II.2</b>	<i>Présentation des estimations et des résultats</i> .....	<b>87</b>
<b>II.2.1</b>	<i>Le modèle institutionnel</i> .....	<b>87</b>
<b>II.2.2</b>	<i>Le modèle géographique ou de dotations naturelles</i> .....	<b>94</b>
<b>II.2.3</b>	<i>La difficile recherche des facteurs explicatifs des inégalités de revenu en Afrique sub-saharienne</i> .....	<b>96</b>
<b>CONCLUSION</b>	.....	<b>100</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b>	.....	<b>101</b>
<b>ANNEXES</b>	<i>Tableaux complémentaires</i> .....	<b>104</b>
<b>CHAPITRE 3 :</b>	<b>ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES</b> .....	<b>107</b>
<b>INTRODUCTION</b>	.....	<b>109</b>
<b>SECTION I :</b>	<b>LES FACTEURS EXPLICATIFS DE L'EVOLUTION DES INEGALITES A MOYEN TERME ET LEUR IMPACT SUR LA PAUVRETE</b> .....	<b>110</b>
<b>I.1</b>	<i>Capital humain et incidence des dépenses publiques sociales</i> .....	<b>110</b>
<b>I.2</b>	<i>Dualisme, analyse sectorielle de la croissance et migrations</i> .....	<b>114</b>
<b>I.3</b>	<i>Structure du marché du travail et salaire minimum</i> .....	<b>117</b>
<b>I.4</b>	<i>Inégalité dans la répartition foncière initiale, le « patrimoine »</i> .....	<b>120</b>
<b>SECTION II</b>	<b>EFFETS DISTRIBUTIFS DES POLITIQUES MACRO-ECONOMIQUES DE LIBERALISATION ET D'AJUSTEMENTS STRUCTURELS</b> .....	<b>123</b>
<b>II.1</b>	<i>Impact distributif des politiques de stabilisation externe et interne</i> .....	<b>123</b>
<b>II.2</b>	<i>Impact de l'ouverture commerciale sur les inégalités</i> .....	<b>126</b>
<b>SECTION III</b>	<b>ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES</b> .....	<b>129</b>
<b>III.1</b>	<i>Estimation transversale</i> .....	<b>129</b>
<b>III.2</b>	<i>Estimation longitudinale</i> .....	<b>132</b>
<b>III.3</b>	<i>Pertinence du modèle démo-économique pour l'Afrique sub-saharienne</i> .....	<b>134</b>
<b>CONCLUSION</b>	.....	<b>137</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b>	.....	<b>139</b>
<b>ANNEXES</b>	<i>Tableaux complémentaires</i> .....	<b>144</b>
<b>CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE</b>	.....	<b>155</b>

---

## DEUXIEME PARTIE :

### INEGALITES ECONOMIQUES ET PAUVRETE DANS DEUX PAYS D'AFRIQUE SUB-SAHARIENNE : LA COTE D'IVOIRE ET MADAGASCAR.

---

<b>CHAPITRE 4 : EVALUATION DES NIVEAUX D'INEGALITE ET ANALYSE COMPARATIVE DANS DEUX PAYS AFRICAINS : LA COTE D'IVOIRE ET MADAGASCAR.....</b>	<b>163</b>
<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>164</b>
<b>SECTION I : LA MESURE DES NIVEAUX DE VIE ET DES INEGALITES : BIAIS POTENTIELS ET CHOIX METHODOLOGIQUES. ....</b>	<b>165</b>
<b><i>I.1 Types d'erreurs de mesure sur les revenus et la consommation dans les enquêtes microéconomiques et implications sur les inégalités.....</i></b>	<b>166</b>
<b><i>I.2 Consommation courante, revenu courant ou revenu permanent ?.....</i></b>	<b>169</b>
<b>SECTION II : APPRECIATION DE LA QUALITE DES DONNEES D'ENQUETES UTILISEES : PREMIER DIAGNOSTIC. ....</b>	<b>173</b>
<b><i>II.1 Problèmes de plans de sondage : couverture des enquêtes en termes de type de population et biais potentiels .....</i></b>	<b>173</b>
<b><i>II.2 Appréciation de la qualité des informations contenues dans les enquêtes utilisées ....</i></b>	<b>175</b>
<b><i>II.2.1 Echantillons et questionnaires sur les ménages .....</i></b>	<b>175</b>
<b><i>II.2.2 Appréciation de la qualité globale et de l'insuffisance de l'apurement .....</i></b>	<b>178</b>
<b><i>II-2-3 Incohérences entre les déclarations de revenus et les déclarations de consommation...</i></b>	<b>179</b>
<b><i>II.2.4 Examen des taux d'épargne résiduels .....</i></b>	<b>183</b>
<b>SECTION III : QUELLE COHERENCE ENTRE LES DONNEES D'ENQUETES SUR LA CONSOMMATION ET LES REVENUS ET LA COMPTABILITE NATIONALE ? .....</b>	<b>184</b>
<b><i>III.1 Comparaison sur le niveau et la structure de la consommation.....</i></b>	<b>187</b>
<b><i>III.2 Comparaison sur les niveaux et la structure des revenus .....</i></b>	<b>192</b>
<b>SECTION IV : INEGALITES DE REVENUS ET DE CONSOMMATION .....</b>	<b>197</b>
<b><i>IV.1 Tableau des inégalités et comparaison avec d'autres sources .....</i></b>	<b>197</b>
<b><i>IV.2 Impact des corrections des biais détectés par la comparaison des plans de sondage et des recensements sur le niveau d'inégalités .....</i></b>	<b>198</b>
<b>CONCLUSION .....</b>	<b>203</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>205</b>
<b>ANNEXE A : Méthode de calcul des loyers fictifs.....</b>	<b>207</b>
<b>ANNEXE B : Comparaisons avec les recensements de population .....</b>	<b>209</b>
<b>ANNEXE C : Comparaison avec la Comptabilité Nationale .....</b>	<b>214</b>

<b>CHAPITRE 5 : EVOLUTION DE LA PAUVRETE URBAINE EN COTE D'IVOIRE : UNE ANALYSE SUR 15 ANS D'ENQUETES MENAGES .....</b>	<b>217</b>
<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>218</b>
<b>SECTION I : ANALYSE MONETAIRE DES NIVEAUX DE VIE ET DES INEGALITES (1985-1998).....</b>	<b>222</b>
<b><i>I.1 Indicateurs FGT de pauvreté .....</i></b>	<b>222</b>
<b><i>I.2 Inégalité et distributions de dépenses.....</i></b>	<b>226</b>
<b>SECTION II : ANALYSE DES CONDITIONS D'EXISTENCE .....</b>	<b>227</b>
<b><i>II.1 Construction des scores de conditions d'existence .....</i></b>	<b>227</b>
<b><i>II.2 Evolution des conditions d'existence .....</i></b>	<b>229</b>
<b>SECTION III : LES DEUX FORMES DE PAUVRETE DECRIVENT-ELLES LE MEME PHENOMENE?.....</b>	<b>231</b>
<b><i>III.1 Correspondance entre pauvreté monétaire et conditions d'existence.....</i></b>	<b>231</b>
<b><i>III.2 Caractérisation économétrique des niveaux de vie monétaires et des conditions d'existence. ....</i></b>	<b>232</b>
<b><i>II.12.1 Niveau de vie monétaire .....</i></b>	<b>232</b>
<b><i>III.2.2 Conditions d'existence .....</i></b>	<b>237</b>
<b><i>II.2.3 Résumé des analyses économétriques.....</i></b>	<b>241</b>
<b>SECTION IV : QUELQUES ELEMENTS POUR COMPRENDRE LA DYNAMIQUE DU BIEN-ETRE DE LA POPULATION URBAINE IVOIRIENNE DEPUIS LES ANNEES 1980. ....</b>	<b>242</b>
<b>CONCLUSION .....</b>	<b>245</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE .....</b>	<b>248</b>
<b>ANNEXE A : Limites concernant la comparabilité des enquêtes et ajustements effectués .....</b>	<b>251</b>
<b>ANNEXE B : Tableaux statistiques .....</b>	<b>254</b>
<b>CHAPITRE 6 : EVOLUTION DES REVENUS SUR LE CYCLE DE VIE ET DES INEGALITES ENTRE GENERATIONS : LE CAS DE MADAGASCAR .....</b>	<b>259</b>
<b>INTRODUCTION .....</b>	<b>260</b>
<b>SECTION I : INEGALITES, REVENUS ET CYCLE DE VIE DANS LA LITTERATURE ECONOMIQUE .....</b>	<b>261</b>
<b><i>I.1 Revenus, accumulation et cycle de vie .....</i></b>	<b>261</b>
<b><i>I.1.1 Le cadre d'analyse.....</i></b>	<b>261</b>
<b><i>I.1.2 Accumulation sur le cycle de vie et incertitude : évidence empirique sur l'épargne et l'héritage .....</i></b>	<b>262</b>

1.1.3	<i>Profil de richesse sur le cycle de vie</i> .....	265
1.1.4	<i>Inégalités et cycle de vie</i> .....	267
1.2	<i>Événements familiaux, taille du ménage et revenus sur cycle de vie</i> .....	268
<b>SECTION II : INEGALITES ET GENERATIONS: ANALYSE SUR DES DONNEES BIOGRAPHIQUES</b>		
	<b>MALGACHES</b> .....	<b>273</b>
II.1	<i>Les données</i> .....	274
II.2	<i>Déterminants des revenus par tête en 1998</i> .....	276
II.2.1	<i>Cadre théorique de référence : les modèles de revenus</i> .....	276
II.2.2	<i>Caractéristiques individuelles et familiales</i> .....	277
II.2.3	<i>Education et activité</i> .....	278
II.3	<i>Evolution des revenus par tête sur le cycle de vie</i> .....	280
II.4	<i>Inégalités de revenus et mobilité au cours du cycle de vie</i> .....	290
II.4.1	<i>Inégalités sur les trois dernières décennies : 1968 – 1998</i> .....	290
II.4.2	<i>Inégalités sur la période récente : 1988-1998</i> .....	295
<b>CONCLUSION</b> .....		<b>298</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE</b> .....		<b>299</b>
<i>ANNEXE A : Estimations des revenus par tête, analyses de sensibilité et prise en compte d'une échelle d'équivalence</i> .....		303
<i>ANNEXE B : Estimation des revenus individuels d'activité et analyse de l'emploi</i> .....		311
<b>CONCLUSION GENERALE</b> .....		<b>317</b>

## Liste des tableaux

### **Introduction générale**

Tableau n°1 : Coefficient de Gini moyens par régions 1960-1990 .....	9
Tableau n°2 : Incidence de pauvreté dans les pays en développement ou en transition, 1987-1998 (en %) .....	11
Tableau n°3 : Nombre de personnes pauvres et profondeur de pauvreté dans les pays en développement ou en transition, 1987-1998.....	12
Tableau n°4 : Indicateurs sociaux.....	13
Tableau n°5 : Evolution des inégalités de revenu en Afrique sub-saharienne.....	22

### **Chapitre 1**

Tableau n°1 : Croissance, inégalité et pauvreté.....	36
Tableau n°2 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini.....	54
Tableau n°3 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini, en différences premières .....	57
Tableau n°4 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini.....	58

### **Annexes**

Tableau n°5 : Sources de données utilisées.....	66
Tableau n°6 : Coefficient de Gini et PIB par tête en PPA par pays (année la plus récente).....	69
Tableau n°7 : Indices de Gini en Afrique sub-saharienne (base WIID 2000).....	71
Tableau n°8 : Taux de croissance moyens annuels de la population, du PIB réel par tête, Afrique sub-saharienne, 1980-1998 .....	72

### **Chapitre 2**

Tableau n°1 : Régressions GMM sur le coefficient de Gini.....	89
Tableau n°2 : Régressions GMM sur le PIB par tête (log) .....	90
Tableau n°3 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini.....	95
Tableau n°4 : Régressions sur le coefficient de Gini.....	97

### **Annexes**

Tableau n°5 : Sources de données utilisées.....	104
Tableau n°6 : Autres sources de données utilisées pour les pays africains .....	104
Tableau n°7 : Caractéristiques des pays colonisés .....	104

### Chapitre 3

Tableau n°1 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini.....	131
Tableau n°2 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini, en différences premières .....	133
Tableau n°3 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini.....	134
Tableau n°4 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini (en différences premières).....	135

### Annexes

Tableau n°5 : Sources de données utilisées.....	144
Tableau n°6 : Autres sources de données utilisées pour les pays africains .....	144
Tableau n°7 : Coefficient de Gini par pays, sur les revenus et les terres agricoles.....	145
Tableau n°8 : Présentation synthétique des principales études empiriques sur les différences d'inégalités et de développement.....	146

### Chapitre 4

Tableau n°1: Différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar.....	180
Tableau n°2: Taux d'épargne résiduelle moyens – Côte d'Ivoire et Madagascar .....	183
Tableau n°3: Comparaison des niveaux de consommation avec les données de Comptabilité Nationale – Madagascar .....	188
Tableau n°4 : Comparaison des niveaux de consommation par tête en milliers F CFA courants 1998 – Côte d'Ivoire .....	188
Tableau n°5: Coefficients budgétaires par quartiles de consommation par tête -- Madagascar .....	189
Tableau n°6: Coefficients budgétaires par quartiles de consommation par tête – Côte d'Ivoire.....	190
Tableau n°7: Coefficients budgétaires par déciles et centiles extrêmes de consommation par tête - Madagascar. ....	191
Tableau n°8: Coefficients budgétaires par déciles et centiles extrêmes de consommation par tête – Côte d'Ivoire .....	191
Tableau n°9: Structure des revenus agrégés et par quartiles (en %)- Madagascar.....	194
Tableau n°10: Structure des revenus agrégés et par quartiles (en %)- Côte d'Ivoire.....	195
Tableau n°11: Structure des revenus totaux par déciles et centiles extrêmes (a) (en %)- Madagascar.....	196
Tableau n°12: Structure des revenus totaux par déciles et centiles extrêmes (a) (en %) - Côte d'Ivoire .....	197
Tableau n°13: Indicateurs d'inégalités par individus– Côte d'Ivoire et Madagascar .....	197
Tableau n°14: Niveaux de revenus et de consommation aux extrêmes de la distribution – Côte d'Ivoire et Madagascar .....	198
Tableau n°15 : Coefficients de redressement des poids par strates géographiques, origine ethnique et nationalité – Côte d'Ivoire.....	201
Tableau n°16: Coefficients de redressement des poids par strates géographiques et type de logement – Côte d'Ivoire .....	201
Tableau n°17: Coefficients de redressement des poids par type de logement et nationalité – Côte d'Ivoire .....	201
Tableau n°18: Coefficients de redressement des poids par strate et faritany– Madagascar.....	202
Tableau n°19: Coefficients de redressement des poids par niveau éducatif et faritany– Madagascar .....	202

## **Annexes**

<i>Tableau n°20: Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation- Madagascar</i> .....	209
<i>Tableau n°21: Comparaison avec le Recensement - Structure par niveau éducatif – Madagascar</i> .....	209
<i>Tableau n°22: Comparaison avec le Recensement – Type d'éclairage- Madagascar</i> .....	209
<i>Tableau n°23: Comparaison avec le Recensement – Type de combustible- Madagascar</i> .....	209
<i>Tableau n°24: Comparaison avec le Recensement – Approvisionnement en eau- Madagascar</i> .....	210
<i>Tableau n°25: Comparaison avec le Recensement – Type de toilettes- Madagascar</i> .....	210
<i>Tableau n°26: Comparaison avec le Recensement – Statut d'occupation du logement- Madagascar</i> .....	210
<i>Tableau n°27: Comparaison avec le Recensement – Matériau des murs- Madagascar</i> .....	211
<i>Tableau n°28: Comparaison avec le Recensement – Nombre de pièces par logement- Madagascar</i> .....	211
<i>Tableau n°29: Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation- Côte d'Ivoire</i> .....	212
<i>Tableau n°30: Comparaison avec le Recensement - Religions- Côte d'Ivoire</i> .....	212
<i>Tableau n°31: Comparaison avec le Recensement – Nationalité et ethnie- Côte d'Ivoire</i> .....	212
<i>Tableau n°32: Comparaison avec le Recensement – Statut d'occupation du logement- Côte d'Ivoire</i> .....	212
<i>Tableau n°33: Comparaison avec le Recensement – Type de logement – Côte d'Ivoire</i> .....	213
<i>Tableau n°34: Comparaison avec le Recensement – Niveau d'éducation – Côte d'Ivoire</i> .....	213
<i>Tableau n°35: Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Madagascar</i> .....	214
<i>Tableau n°36: Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages - Côte d'Ivoire</i> .....	215

## **Chapitre 5**

<i>Tableau n° 1 : Evolution des indicateurs FGT de pauvreté monétaire en milieu urbain en Côte d'Ivoire (en % des ménages)</i> .....	224
<i>Tableau n° 2 : Evolution des coefficients de Gini entre 1985 et 1998</i> .....	226
<i>Tableau n° 3 : Statistique V de Cramer de correspondance entre la pauvreté monétaire et de conditions d'existence de 1985 à 1998</i> .....	231
<i>Tableau n° 4: Analyse des correspondances des deux formes de pauvreté</i> .....	232
<i>Tableau n° 5: Déterminants des dépenses réelles du ménage par tête, modèle MCO</i> .....	235
<i>Tableau n° 6: Déterminants des conditions d'existence, modèle probit ordonné</i> .....	238
<i>Tableau n° 7: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la nationalité et le lieu d'habitation</i> .....	239
<i>Tableau n° 8: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon le niveau d'éducation du chef de ménage</i> .....	240
<i>Tableau n° 9: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage</i> .....	240



## **Annexes**

Tableau n°10 : Comparaison des différents échantillons des enquêtes utilisées .....	253
Tableau n° 11 : Analyse de la dominance de premier et second ordres .....	254
Tableau n° 12 : Composition des indicateurs de pauvreté non monétaire. ....	255
Tableau n° 13: Evolution des différentes composantes de l'indicateur de condition d'existence, Abidjan- Autres villes, 1985-1998 .....	256
Tableau n°14: Statistique descriptive des échantillons (niveau ménage, observations non pondérées) .....	257
Tableau n°15 : Indicateurs de niveau d'infrastructure de base, d'éducation et de santé.....	257

## **Chapitre 6**

Tableau n°10: R2 partiels des variables explicatives du revenu par tête en 1998 (en %).....	279
Tableau n°2: Evolution de la consommation par tête entre 1968 et 1998 (en Fmg constants 1995) .....	281
Tableau n°3 : Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en milliers de Fmg) par classes d'âge selon les générations.....	284
Tableau n°4 : Rapport R(I) des inégalités sur le cycle de vie sur les inégalités annuelles.....	291
Tableau n°5 : Tableau croisé des déciles des revenus par tête moyens en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %) .....	292
Tableau n°6: Taux d'immobilité (en %) et saut absolu moyen entre revenu par tête en 1998 et revenu estimé à différentes étapes du cycle de vie, par génération et par décile.....	294
Tableau n°7 : Déciles de revenus moyens par tête (en millier de Fmg) sur la période 1988-1998 .....	295
Tableau n°8 : Indices d'inégalités sur la période 1988-1998 par génération .....	296
Tableau n°9 : Décomposition des inégalités par niveau d'éducation sur la période 1988-1998.....	297
Tableau n°10 : Contributions des inégalités intra et intergénérationnelles selon le niveau éducatif .....	297

## **Annexes**

Tableau n°11: Régression MCO du revenu par tête sur les caractéristiques de l'habitat .....	303
Tableau n°12 : Régression du revenu par tête en 1998 .....	305
Tableau n°13 : R2 partiels des variables explicatives du revenu par unité de consommation Madio en 1998 (en %).....	306
Tableau n°14 : Evolution du revenu mensuel moyen par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) par classes d'âge selon les générations.....	307
Tableau n°15: Tableau croisé des déciles de revenus par tête moyens en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %).....	308
Tableau n°16: Tableau croisé des déciles de revenus par unité de consommation en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %).....	308
Tableau n°17: Déciles de revenus moyens par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) sur la période 1988-1998 .....	309
Tableau n°18: Répartition des revenus entre générations et niveau éducatif en 1998 (en %).....	310
Tableau n°19: Régression du revenu d'activité individuel en 1998.....	311

## Liste des Figures

### Chapitre 1- Annexes

Figure n°1 : PIB par tête réel (en parité de pouvoir d'achat) et coefficient de Gini, par régions (point les plus récents par pays) .....	67
--	----

### Chapitre 5

Figure n°1 : PIB par tête en \$ internationaux en parité de pouvoir d'achat.....	218
Figures n°2 : Courbes de Kernel des dépenses. Abidjan - Autres villes. 1985-1998.....	227
Figures n° 3 : Courbes de scores de conditions d'existence cumulées, Abidjan -Autres villes, 1985-1998. ....	230

### Chapitre 6

Figure n°1 : Diagramme de Lexis et évolution du PIB par tête 1960-1998 à Madagascar .....	273
Figure n° 2: Evolution du revenu mensuel moyen par tête estimé (en milliers de Fmg) sur la période 1968-1998.....	282
Figures n°3 et n°4: Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en milliers de Fmg) selon les générations.....	283
Figures n°5 : Courbes de Kaplan Meier de distribution de la durée avant la 1ère naissance, selon le sexe et la génération. ....	287
Figures n°6 : Mesures des inégalités annuelles et sur le cycle de vie, par génération. 1968-1998 .....	290

### Annexes

Figures n°7: Evolution du revenu mensuel moyen par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) selon les générations.....	306
Figures n°8: Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en millier de Fmg) selon les générations.....	307
Figure n°9: Evolution du salaire minimum privé sur la période 1968-1998 (évolution réelle base 100 en 1981).....	312
Figure n°10: Evolution du salaire d'activité individuel mensuel sur la période 1968-1998 (en milliers de Fmg).....	313
Figures n°11: Evolution du salaire individuel mensuel moyen (en milliers de Fmg) selon les générations.....	314

## **INTRODUCTION GENERALE**

**Inégalités et pauvreté : tendances générales sur les quatre dernières  
décennies**

**SECTION I : Problématique générale**

« Il n'y a pas de doute que le problème du développement économique du ou des Tiers-Mondes constitue la question économique et sociale la plus importante du XX<sup>ème</sup> siècle » nous dit l'historien Paul Bairoch (1997), et il reste une des préoccupations majeures du monde contemporain.

Cependant, alors que beaucoup de pays qualifiés dans les années 1970 de « pays en voie de développement » ont « décollé » économiquement pour se situer à la fin des années 1990 parmi les « pays émergents », ce sont désormais les questions relatives aux inégalités, à leur évolution et leurs effets sur les écarts de développement entre régions qui constituent la problématique fondamentale du XXI<sup>ème</sup> siècle et font l'objet d'un vif regain d'intérêt, notamment dans la communauté des chercheurs en sciences sociales, depuis le début de la décennie 1990. Et cela pour au moins deux raisons. D'une part, du fait de l'évolution historique des inégalités : s'appuyant sur les travaux de Bairoch (1984), Daniel Cohen fait le constat qu'« à l'aube de la première révolution industrielle, l'écart de revenu par habitant entre l'Europe Occidentale, l'Inde, l'Afrique ou la Chine est probablement inférieur à 30% seulement. Tout est bouleversé avec la seconde révolution industrielle, qui creuse brutalement un écart considérable entre les nations. En 1870, le revenu par tête des nations les plus riches est déjà 11 fois plus élevé que le revenu par tête des nations les plus pauvres. En 1995, ce chiffre a été multiplié par cinq : les plus riches sont aujourd'hui plus de 50 fois plus riches que les plus pauvres. Le phénomène inégalitaire entre les nations est donc "récent" si l'on ose dire : il est le produit des deux derniers siècles. » (Cohen, 1997).

D'autre part, parce que certaines idées reçues sur la distribution des revenus<sup>1</sup>, son influence sur d'autres variables macroéconomiques et ses liens avec elles, en particulier la croissance, ont été récemment remises en cause. En effet, « la croyance empirique que la distribution du revenu et de la richesse est une variable économique relativement inerte[...] a longtemps servi d'excuse implicite pour éviter de placer l'inégalité au centre de l'analyse économique générale [...]. C'est vrai pour ce qui est de l'étude de la croissance et du développement :

---

<sup>1</sup> De manière générale, l'expression « distribution du revenu » appréhende dans la suite de la thèse les inégalités de niveau de vie entre individus ou groupes sociaux, ou encore entre pays, même si celles-ci ne sont pas toujours calculées à partir de données sur les revenus, mais plutôt plus systématiquement à partir de données de consommation.

*pour beaucoup, la « loi de Kuznets » est apparue un peu comme la « fin de l'histoire » de l'analyse de l'inégalité : puisque cette dernière est inexorablement appelée à diminuer pendant la phase avancée du développement après une phase initiale d'inégalités croissantes, il suffit d'attendre que tous les pays rejoignent le monde où développement économique et réduction des inégalités vont de pair.*

*Or, [...] de nombreuses études empiriques ont maintenant établi l'ampleur de l'augmentation historique de l'inégalité des revenus que les pays développés ont connu ces 20 dernières années : en 20 ans l'inégalité des revenus semble avoir retrouvé son niveau des années 30 ou 40. [...] Ces découvertes ont une importance capitale : elles montrent que la distribution des revenus n'est pas une variable économique inerte, ni une variable suivant des lois historiques simples et universelles ; ces découvertes ont eu et auront un profond impact sur la réflexion économique, car elles incitent à étudier patiemment et modestement les mécanismes générateurs d'inégalités et leur dynamique interne ainsi qu'à placer l'hétérogénéité au cœur de la question du développement et de l'organisation économique [...]. C'est globalement ce à quoi s'attache cette recherche puisque « pour pouvoir dire des choses intéressantes au sujet de l'inégalité, de la redistribution et de la justice sociale, il est sans doute nécessaire de commencer par décrire la structure de l'inégalité et des mécanismes économiques qui la génèrent. » (Piketty, 1994).*

Cette thèse s'articule dès lors autour de plusieurs objectifs ; le premier consiste à « défricher » la question des inégalités de revenu : on s'intéresse alors à leur mesure, leur évolution, leurs déterminants et leurs liens avec d'autres variables macroéconomiques, en particulier la croissance ; le second objectif vise à caractériser la spécificité du continent africain du point de vue des inégalités de revenu, ce qui constitue un très vaste champ de recherche compte tenu du fait qu'à l'heure actuelle, les connaissances sur l'évolution des inégalités dans les pays en développement sont parcellaires. En effet, le niveau même des inégalités de revenu des pays d'Afrique sub-saharienne est mal connu, bien qu'il fasse l'objet d'un examen récent rendu possible par la disponibilité croissante de données microéconomiques. De même, l'hétérogénéité du continent du point de vue de la croissance et des inégalités est une question jusqu'à présent peu explorée ; la vaste littérature concernant le rôle du développement sur les inégalités a reposé surtout sur des exemples de pays latino-américains ou asiatiques, et même sur des pays à revenu intermédiaire plutôt que sur des pays pauvres. Or, autant les spécificités

historiques de l’Afrique - telles que la faiblesse des Etats précoloniaux<sup>2</sup>, l’empreinte économique, sociale et politique et la longueur de la colonisation – que ses particularités d’aujourd’hui –faiblesse de la scolarisation et des niveaux de vie, marginalisation économique croissante – justifient un regard plus approfondi, même uniquement descriptif, sur ces caractéristiques continentales et leur diversité.

## ***SECTION II : De quelles inégalités parle-t-on ? Comment les mesure-t-on ?***

Ce travail n’aborde pas la problématique des inégalités en général ; il se limite aux inégalités de revenu – ou encore monétaires - qui ne représentent bien sûr qu’un aspect des inégalités. On s’intéressera pourtant également à des inégalités qui se situent en aval du revenu, comme celles qui ressortent des conditions d’existence (logement, accès aux services de base par exemple qui reflètent des transferts redistributifs implicites de biens publics). Ces inégalités des conditions de vie résultent de facteurs qui, à travers l’insuffisance d’infrastructures et d’équipements, rendent difficiles l’accès aux soins, aux transports, à l’emploi, à l’éducation et engendrent des situations de chômage, d’insécurité alimentaire, d’exclusion etc. Elle traduit donc l’inégale possibilité offerte à chacun d’accéder à des services collectifs permettant de satisfaire aux besoins fondamentaux. La pauvreté monétaire, qui traduit l’insuffisance de moyens monétaires pour acheter les biens et services qui permettent de satisfaire aux besoins de base, à savoir se nourrir, se vêtir, se loger, se soigner, s’éduquer, se déplacer etc. sera également abordée dans la mesure où les inégalités de revenu en sont un déterminant potentiel.

En revanche, les inégalités qui se situent en amont du revenu telles que les inégalités en matière de santé, de capital physique, ou plus généralement anthropomorphiques ne sont pas abordées : lorsqu’elles ne sont pas inobservables, leur caractère fortement aléatoire, attaché initialement à un héritage génétique familial leur confère peu d’intérêt en soi d’un point de vue économique. De même, les déterminants des inégalités de capital humain ne sont pas traités en tant que tels, ce qui n’exclut pas bien évidemment dans le cours de la thèse des incursions sur les problèmes éducatifs. Les problématiques des inégalités d’opportunités, des inégalités des chances ne sont pas traitées ici, pas plus que celles des inégalités

---

<sup>2</sup> Cela malgré l’existence de grands royaumes tels que celui des Ashanti au Ghana, les Merinas à Madagascar, le Dahomey qui s’étendait à son apogée sur les quatre cinquième de l’actuel territoire du Bénin pour n’en évoquer que quelques uns.

intergénérationnelles ou de mobilité sociale. Par ailleurs, les analyses empiriques s'appuient uniquement sur des données objectives et non pas sur des appréciations subjectives du « bien-être » ressenti par les individus enquêtés. Ces choix sont en large partie motivés par les caractéristiques des données microéconomiques exploitables sur les pays en développement.

Les études empiriques prises en compte s'appuient sur les outils d'analyse classiques<sup>3</sup> : coefficient de Gini, analyse par groupes d'individus (quintiles ou répartition plus fine), plus rarement courbe de Lorenz, a fortiori en termes de dominance pour l'étude des inégalités<sup>4</sup>; indices de Foster-Greer-Thorbecke (1984) - incidence (*headcount index*), profondeur (*poverty gap index*), sévérité de la pauvreté - à partir d'une ligne de pauvreté, absolue ou relative. Certaines analyses prennent également en compte des variables de "bien-être social élargi" ou "capabilities" au sens de Sen: taux de scolarisation primaire, espérance de vie, taux de mortalité infantile etc.<sup>5</sup> La robustesse des études menées reste bien sûr tributaire des insuffisances de ces outils mais surtout de la qualité des données disponibles. Les études transversales ou dynamiques posent de multiples problèmes de comparaison des données nationales et de constance dans la collecte de données en panel, qui s'ajoutent aux arbitrages entre analyse en termes de dépenses ou de revenus, au niveau du ménage ou de l'individu etc.

La plupart des études empiriques très récentes sur les inégalités dans la répartition des revenus s'appuient sur la base de données de Deininger et Squire (1996) à la Banque Mondiale. Cette base a été constituée dans le but de couvrir un maximum de pays sur longue période. Elle a fait l'objet d'une attention toute particulière quant à sa qualité : données d'enquête uniquement, à couverture nationale, sur la base de dépenses ou comprenant le plus large éventail des sources de revenu. Elle met à notre disposition deux outils pour l'analyse des inégalités de revenu : une mesure agrégée des inégalités avec le coefficient de Gini et la

---

<sup>3</sup> Se référer à l'annexe du chapitre 1 pour une présentation méthodologique des principaux indicateurs mentionnés.

<sup>4</sup> Chen et Ravallion (1997) introduisent une nuance intéressante dans l'analyse des inégalités en utilisant la notion de polarisation de la distribution. Ils notent que les mesures conventionnelles de l'inégalité vérifient le principe de transfert de Pigou-Dalton selon lequel le degré d'inégalité baisse si une nouvelle distribution peut être obtenue de la première par un transfert pour lequel les gagnants sont plus pauvres que les perdants. Cependant, ces mesures sont peu pertinentes pour la mise en œuvre de politiques puisqu'elles ne disent rien sur la façon dont la distribution a changé. La notion de polarisation introduite par Wolfson (1994) donne une idée du caractère plus ou moins bimodal de la distribution. Cet indice est également utilisé par Aigbokhan (1998) pour le Nigeria.

<sup>5</sup> Voir par exemple Rodriguez (1998), Pfeffermann et Webb (1983) sur le Brésil, Kakwani (1993) sur 80 pays en développement.

répartition des revenus en quintiles par groupes d'individus. Ces deux indicateurs sont donc disponibles pour 108 pays (682 observations) et couvrent au mieux une période allant de 1950 au milieu des années 1990 pour les pays en développement (cas du Mexique).

Par ailleurs, bien que la base ainsi constituée comprenne les deux sources d'évaluation du niveau de vie, les auteurs notent que les données disponibles les plus récentes sur les inégalités reposent sur des mesures en termes de dépenses de consommation plutôt qu'en termes de revenus. Il semble en effet préférable de s'appuyer sur des mesures de dépenses tant il est difficile d'appréhender toutes les sources de revenu. De plus, les agents ont tendance à lisser leur consommation dans le temps alors que leurs revenus peuvent être soumis à de plus amples variations (travaux saisonniers, périodes de chômage etc.). Dès lors, pour une analyse des inégalités entre individus, l'utilisation de données sur les revenus peut légèrement surestimer les écarts de niveau de vie par rapport à des données en termes de dépenses. Puisque les deux types d'analyse sont présents dans les données, les changements en termes d'inégalités entre deux dates pour un même pays peuvent être dus aux variations de méthodes plutôt qu'à un changement dans la distribution.

L'objectif général des développements suivants est d'apporter d'abord une vision globale et synthétique de l'évolution des inégalités de revenu et de la pauvreté monétaire dans les pays en développement depuis une quarantaine d'années et de distinguer les spécificités régionales, dans la perspective de dresser un constat préalable à la mise en évidence des déterminants structurels du niveau des inégalités, des facteurs guidant leurs évolutions et de l'impact de la croissance et des politiques « orthodoxes » mises en œuvre dans beaucoup de pays pauvres à la fois sur les inégalités de revenu et la pauvreté monétaire. Cette synthèse introductive s'appuie sur plusieurs études empiriques menées en Asie, Amérique latine et Afrique subsaharienne. Les articles qui lui servent de support prennent divers objets d'étude: il s'agit de monographies, d'études transversales, menées selon une approche statique ou dynamique. Les périodes de référence sont variables et contingentes à l'existence de données fiables, ce qui fait parfois défaut notamment pour les pays africains, *a fortiori* lorsque l'on s'intéresse à plusieurs points dans le temps (à l'exception de quelques pays, dont la Côte d'Ivoire).

### ***SECTION III: Inégalités dans la répartition des revenus et pauvreté : évolution globale sur***



*longue période***III-1 Evolution globale des inégalités de revenus**

Les études les plus récentes (Deiningner et Squire, 1996 ; Bruno, Ravallion et Squire, 1998, Sala-i-Martin, 2002) mettent en évidence deux évolutions majeures. Premièrement, les inégalités dans la répartition des revenus sont relativement stables dans le temps à l'intérieur d'un pays ou d'une région, indépendamment des variations considérables du revenu global qui ont été enregistrées. Deuxièmement, de fortes variations d'inégalités sont enregistrées entre pays ou régions à une période donnée<sup>6</sup>.

En effet, l'écart-type moyen du coefficient de Gini est de 2.79 à l'intérieur d'un même pays alors qu'il est de 9.15 entre pays (Deiningner et Squire, 1996). Bruno, Ravallion et Squire (1998) notent que 87% de la variance du coefficient de Gini dans leur échantillon de pays (45 pays, 1947-1993) sont expliqués par des variations entre pays alors que seulement 6% sont imputables aux variations dans le temps. De plus, le classement des pays en termes d'inégalités est très stable dans le temps. Sala-i-Martin (2002) montre sur un échantillon de 125 pays qu'en 1970, seulement 21% des différences de revenus par tête dans le monde sont imputables aux disparités à l'intérieur des pays (indice de Theil en *within*). Bien que cette proportion augmente dans le temps, elle se stabilise à 30% à la fin des années 1990.

Chen et Ravallion (1997) ont étudié l'évolution des inégalités dans 67 pays de développement ou en transition de 1981 à 1994. Ils trouvent que les inégalités ont augmenté en moyenne de 1.6% par an avec un écart type de 0.48%. Cette détérioration dans la distribution moyenne est largement due à l'expérience des pays d'Europe de l'est et d'Asie centrale (5% par an en moyenne de croissance du coefficient de Gini). Cette tendance à la hausse des inégalités entre pays est contestée par Sala-i-Martin (2002) qui constate plutôt une baisse de plus de 5% entre 1980 et 1998, due en grande partie à la croissance des revenus de la population chinoise depuis 1978, et dans une moindre mesure à celle de la population indienne après 1991. Ce résultat repose sur une méthode de calcul des inégalités qui pondère les indicateurs par la

---

<sup>6</sup> Dans un article de 1983, Berry, Bourguignon et Morrisson concluent déjà de leur étude sur 124 pays, pendant les années 1970, que le niveau des inégalités de revenus dans le monde est extrême – probablement plus élevé que celui du pays le plus inégalitaire au monde - et que cela est dû aux différences de revenus moyens entre pays plutôt qu'aux inégalités au sein des pays.

population répartie en quintiles de revenus par pays et s'appuie sur l'analyse des courbes de densité de Kernel.

Un troisième résultat intéressant se dégage selon lequel les mesures globales de répartition peuvent occulter des variations de revenus pour les différents groupes d'individus. Les données de Deininger et Squire (1996) montrent que dans 55% des pays, en analyse temporelle, les courbes de Lorenz se croisent, ce qui tendrait à prouver que se produisent à l'intérieur des pays d'importantes variations dans les parts de revenu dont bénéficient les différents quintiles d'individus malgré l'apparente stabilité du coefficient de Gini. Leurs résultats montrent d'ailleurs qu'à l'intérieur des pays, la corrélation est faible entre les variations du coefficient de Gini et les changements dans les parts de revenu des différents quintiles d'individus. Par exemple, bien que le coefficient de Gini soit presque similaire en Asie du Sud et dans les pays développés, les quintiles extrêmes ont des parts de revenu plus importantes en Asie par rapport aux pays industrialisés.

### **III-2 Evolution de la pauvreté monétaire**

Chen, Datt, et Ravallion (1994) ont étudié l'évolution de la pauvreté dans 44 pays de 1981 à 1992, parmi lesquels 19 pays ont deux points dans le temps. Ils ont défini une ligne de pauvreté établie à un dollar par jour et par personne en parité de pouvoir d'achat<sup>7</sup>, commune à tous les pays considérés. Leurs principales conclusions sont résumées ci-dessous.

La pauvreté a baissé dans les pays en développement sur la période étudiée, quels que soient l'indicateur et la ligne de pauvreté. Cependant, les différences quantitatives dans le temps sont très petites et l'incidence de la pauvreté absolue dans le monde sous-développé est restée relativement stable durant la seconde moitié des années 1980, avec une personne sur trois vivant avec moins de un dollar par jour, et presque deux personnes sur trois vivant avec moins de deux dollars par jour<sup>8</sup>.

Le pourcentage de la population des pays en développement vivant sous la ligne de pauvreté

---

<sup>7</sup>La fixation d'un tel seuil présente l'avantage de pouvoir comparer les pays entre eux ou de suivre l'évolution dans le temps d'un pays sur des bases comparables.

<sup>8</sup> Il est intéressant de déterminer si les tendances observées sur l'incidence de la pauvreté concernent les mêmes ménages ou si elles sont le résultat d'un processus dynamique où certains sortent de la pauvreté tandis que d'autres deviennent pauvres. Peu d'études appréhendent ces questions, une telle analyse nécessitant l'utilisation

de un dollar par jour est estimé à 33,2% en 1985, 30,1% en 1987 puis 29,4% en 1993 (World Development Indicators 1998). Cette tendance globale de réduction de la pauvreté est confirmée par le Rapport mondial sur le développement humain de 1997 qui estime que la pauvreté monétaire définie par rapport au seuil de un dollar par jour est passée de 34% de la population des pays en développement en 1987 à 32% en 1993. Enfin, le rapport de la Banque Mondiale de 2000/2001 consacré exclusivement à la problématique de la pauvreté - et à son caractère multidimensionnel sur lequel nous reviendrons – estime la part de la population des pays en transition et/ou en développement vivant avec moins de un dollar par jour et par personne à 28% en 1987 et à 24% en 1998.

Dans l'absolu, le nombre de pauvres a augmenté à peu près comme la croissance démographique, à un rythme de 2% par an. Le nombre de personnes concernées est estimé à 1,2 milliards en 1990, à 1,3 milliards en 1993 puis 1,12 milliards en 1998.

Dans un étude plus récente, Chen et Ravallion (2001) ont mobilisé des données sur 1987, 1990, 1993, 1996 et 1998 : 265 enquêtes nationales sur 83 pays représentant 85% de la population des pays en développement, dont 31 ont deux points dans le temps et 35 pays ont trois points ou plus. Leur nouvelle méthodologie fondée sur des parités de pouvoir d'achat de 1993<sup>9</sup> estime que le taux de pauvreté au seuil de 1,08 US\$ par jour par personne a baissé sur la période étudiée, passant de 28,2% en 1993 (contre 29,4% dans leur article de 1997) à 24% en 1998. Sur la période de comparaison 1987-1993, ces nouveaux résultats suggèrent une moindre baisse de la pauvreté que celle constatée dans Chen et Ravallion (1997) : 1% de baisse au lieu de 4%. Cette différence reflète la plus grande importance de la pauvreté en Afrique subsaharienne où, selon les deux estimations, la pauvreté a augmenté de 1987 à 1993.

---

de données en panel. On peut néanmoins se reporter à Grootaert, Kanbur et Oh (1995) sur la Côte d'Ivoire ou Glewwe et Hall (1998) et Herrera (2001) sur le Pérou.

<sup>9</sup> Les parités de pouvoir d'achat de la Banque Mondiale de 1993 sont fondées sur de nouveaux prix et un nouveau panier de biens, données collectées en 1993 par l'International Comparison Project (ICP) dans 110 pays.

**SECTION IV : Tendances régionales****IV-1 Inégalités de revenu**

Très schématiquement, les différences régionales se situent dans les ordres de grandeur suivants. Les inégalités sont fortes en Afrique sub-saharienne et en Amérique latine et Caraïbes : l'indice de Gini moyen est égal à 0,50, allant de 0,57 pour le Brésil à 0,42 pour la Bolivie, comparé à une moyenne de 0,39 pour les pays en développement hors Amérique latine (Psacharopoulos *et alii*, 1995). Aucun des pays d'Amérique latine n'a un coefficient de Gini inférieur à 0,40, ce qui contraste avec l'Afrique sub-saharienne où le coefficient vaut 0,29 pour le Rwanda et 0,62 pour l'Afrique du Sud<sup>10</sup>.

**Tableau n°1: Coefficients de Gini moyens par régions 1960-1990**

Région	1960	1990	nombre de pays	nombre d'observations (a)
Afrique sub-saharienne	0,499	0,469	24	40
Asie du Sud	0,362	0,319	5	60
Afrique du Nord et Moyen Orient	0,414	0,380	6	20
Amérique latine et Caraïbes	0,532	0,493	20	100
Asie de l'Est et Pacifique	0,374	0,381	13	123
Pays industrialisés et en développement à hauts revenus	0,350	0,337	21	238

(a) Les changements à l'intérieur des régions peuvent résulter du fait qu'on ne dispose pas du même nombre d'observations pour tous les pays et toutes les décennies.

*Source:* Deininger et Squire (1996)

Les inégalités sont moindres en Asie de l'Est et du Sud-Est : l'indice de Gini est compris entre 0,30 (Taïwan) et 0,50 (Malaisie). La distribution des revenus a été remarquablement stable dans le temps aux Philippines où le coefficient de Gini a à peine changé depuis 1957, variant seulement entre 0,45 et 0,51 sur une période de presque 40 ans (Gerson, 1998). L'expérience décevante des Philippines à réduire les inégalités de revenus n'est cependant pas unique. En fait, ni la Thaïlande, ni l'Indonésie, ni la Malaisie n'ont connu de fort déclin des inégalités dans les récentes décennies, le cas de la Thaïlande étant même caractérisé par une dégradation dans la distribution. Pourtant, certaines économies de l'est asiatique ont réussi la combinaison d'une croissance économique rapide (Hong Kong, Indonésie, Taïwan, Corée) avec des inégalités relativement faibles durant les vingt-cinq dernières années. Les pays développés sont caractérisés par de plus faibles inégalités, l'indice de Gini étant inférieur à 0,30.

<sup>10</sup> La très forte hétérogénéité du continent africain est sans doute à mettre en relation avec la composition spatiale des pays et la constitution des frontières nationales issue de la colonisation.

A la fin des années 1980, les plus fortes inégalités de revenu sont donc observées en Amérique latine où le décile supérieur (les 20% les plus riches) a un revenu moyen 10 fois supérieur à celui du premier décile, comparé aux autres pays à moyens et faibles revenus pour lesquels ce chiffre est d'environ 6,7. Avant la crise de la dette, l'Amérique latine était déjà une région à fortes inégalités: en 1970 par exemple, les 40% les plus pauvres gagnaient 10,1% du revenu total, comparé aux 14,8% en Asie du Sud-Est. Les parts des 10% les plus riches étaient respectivement de 40,1% et 34,1%. Comparativement aux autres pays en développement, la part de revenu des 20% les plus pauvres était la plus faible en Amérique latine: 2,9% du revenu total, contre 6,2% en Afrique sub-saharienne, 5,3% en Afrique du Nord et Moyen-Orient, 6,2% en Asie de l'Est et Pacifique, 7% en Asie du Sud (Lustig, 1995).

#### **IV-2 Pauvreté monétaire et humaine**

Chen, Datt et Ravallion (1994) déterminent les évolutions régionales suivantes entre le début des années 1980 et le début des années 1990: la pauvreté aurait baissé en Asie de l'est, en Afrique du Nord, de manière plus ambiguë en Asie du Sud; elle aurait augmenté en Asie centrale, en Amérique latine, en Afrique sub-saharienne. Le rang dans la pauvreté semble stable: la pauvreté est plus élevée en Asie du Sud, suivie par l'Afrique sub-saharienne, l'Amérique latine et les Caraïbes, l'Asie de l'Est puis l'Afrique du Nord.

Les résultats de Chen et Ravallion (1997) sur 67 pays de 1981 à 1994 - dont 44 qui ont au moins deux points dans le temps - montrent plus récemment que les régions dans lesquelles la pauvreté a baissé sans ambiguïté sont l'Asie de l'Est (7 cas sur 9) et l'Amérique latine (7 cas sur 17). La pauvreté a augmenté en Europe de l'est et Asie centrale, mais aussi en Afrique sub-saharienne. Le cas des pays d'Asie du Sud reste ambigu. On note globalement une légère baisse entre 1987 et 1993 à la fois pour l'incidence (de 31% à 29%) et la profondeur de pauvreté calculées à partir d'une ligne de pauvreté de un dollar par jour par personne à prix constant.

En 1993, la même ligne de pauvreté indique une incidence de la pauvreté qui classe les régions par ordre décroissant de la manière suivante: Asie du Sud, Afrique sub-saharienne, Asie de l'Est, Amérique latine, Afrique du Nord, Asie centrale et Europe de l'Est.

Les nouvelles estimations de Chen et Ravallion (2001) indiquent les différences régionales suivantes (Cf. Tableau 2): une augmentation du taux de pauvreté de 1993 en Afrique subsaharienne (49,7% au lieu de 39,1% dans leur article de 1997 ; une baisse en Amérique latine (15,3% au lieu de 23,5%) et au Moyen Orient et Afrique du Nord (1,9% au lieu de 4,1%) ; une faible baisse en Asie du Sud (42,4% au lieu de 43,1%) et en Asie de l'Est (25,2% contre 26%) ; une légère augmentation en Europe de l'Est et Asie Centrale (4% contre 3,5%). Ces changements sont essentiellement dus au changement de parité de pouvoir d'achat.

**Tableau n°2: Incidence de pauvreté dans les pays en développement ou en transition, 1987-1998 (en %)**

Région	Population couverte par au moins une enquête	1987	1990	1993	1996	1998 <sup>(a)</sup>
<b>Asie de l'est et Pacifique</b>	90,8	26,6	27,6	25,2	14,9	15,3
⇒ <b>Chine exclue</b>	⇒ 71,1	⇒ 23,9	⇒ 18,5	⇒ 15,9	⇒ 10,0	⇒ 11,3
<b>Asie Centrale et Europe de l'Est</b>	81,7	0,2	1,6	4,0	5,1	5,1
<b>Amérique latine et Caraïbes</b>	88,0	15,3	16,8	15,3	15,6	15,6
<b>Afrique du Nord et Moyen Orient</b>	52,5	4,3	2,4	1,9	1,8	1,9
<b>Asie du Sud</b>	97,9	44,9	44,0	42,4	42,3	40,0
<b>Afrique subsaharienne</b>	72,9	46,6	47,7	49,7	48,5	46,3
<b>Total</b>	<b>88,1</b>	<b>28,3</b>	<b>29,0</b>	<b>28,1</b>	<b>24,5</b>	<b>24,0</b>
⇒ <b>Chine exclue</b>	⇒ 84,2	⇒ 28,5	⇒ 28,1	⇒ 27,7	⇒ 27,0	⇒ 26,2

Note : La ligne de pauvreté est fixée à 1,08 US\$ par jour en parité de pouvoir d'achat 1993.

(a) Résultats préliminaires.

Source : World Bank (2000), Chen et Ravallion (2001).

L'Afrique subsaharienne et l'Asie du Sud comptent pour 68% dans le total des personnes vivant avec un dollar par jour en 1998, contre 58% en 1987. De plus, 6 points de pourcentage de cette augmentation sont attribuables seulement à l'Afrique subsaharienne qui abrite 24% des pauvres en 1998 contre 18% en 1987. En outre, la profondeur de pauvreté est restée bien plus importante en Afrique subsaharienne qu'en Asie du Sud et dans les autres régions en développement (cf. Tableau n°3).

**Tableau n°3: Nombre de personnes pauvres et profondeur de pauvreté dans les pays en développement ou en transition, 1987-1998**

	Nombre de pauvres (en millions)			Profondeur de pauvreté (en %)		
	1987	1993	1998 <sup>(a)</sup>	1987	1993	1998 <sup>(a)</sup>
<b>Asie de l'est et Pacifique</b>	417,53	431,91	278,32	6,82	7,48	4,17
⇒ <b>Chine exclue</b>	114,14	83,52	65,15	5,64	3,59	2,53
<b>Asie centrale et Europe de l'est</b>	1,07	18,26	23,98	0,05	1,29	1,56
<b>Amérique Latine et Caraïbes</b>	63,66	70,79	78,16	5,22	5,81	5,32
<b>Afrique du Nord et Moyen-Orient</b>	9,31	4,95	5,55	1,01	0,35	0,19
<b>Asie du Sud</b>	474,41	505,08	522,00	12,97	11,17	9,50
<b>Afrique Sub-saharienne</b>	217,22	273,29	290,87	19,96	21,67	20,07
<b>Total</b>	<b>1183,19</b>	<b>1304,29</b>	<b>1198,88</b>	<b>8,64</b>	<b>8,93</b>	<b>7,20</b>
⇒ <b>Chine exclue</b>	879,81	955,89	985,71	9,10	8,84	7,95

*Note* : La ligne de pauvreté est fixée à 1,08 US\$ par jour en parité de pouvoir d'achat 1993.

(a) Résultats préliminaires.

*Source* : Chen et Ravallion (2001)

Les estimations de la pauvreté varient selon les définitions statistiques et les méthodologies retenues mais on peut affirmer néanmoins que sur toute la période, la plus forte concentration de la pauvreté se trouve en Afrique sub-saharienne et en Asie du Sud où les proportions sont nettement au-dessus de la moyenne des pays en développement, tant pour l'incidence que pour la profondeur de pauvreté. Etant donné l'ampleur, la gravité et l'évolution du phénomène, la lutte contre la pauvreté est désormais la priorité affichée de la Banque Mondiale, du Fonds Monétaire International et des bailleurs bilatéraux. Même si cette préoccupation n'est pas nouvelle<sup>11</sup>, la communauté internationale a défini en septembre 2000 sous l'égide des Nations Unies parmi ses « Objectifs du Millénaire » celui de réduire de moitié l'incidence de la pauvreté d'ici 2015.

Par ailleurs, il est désormais reconnu que la notion de pauvreté est multidimensionnelle et renvoie à des facteurs incluant le revenu, la santé et l'accès aux soins, l'éducation, l'accès aux biens, la situation géographique, l'appartenance ethnique, le sexe et l'environnement familial. Il est très difficile d'appréhender la pauvreté en tenant compte de toutes ces dimensions. Aussi, les mesures de pauvreté usuelles s'appuient-elles sur le revenu ou la consommation,

<sup>11</sup> Dans les années 1970-1980, la pauvreté est un élément du thème plus général du développement. En 1974, l'Assemblée Générale de l'ONU a pu adopter une charte des devoirs et des droits des Etats qui visait à l'instauration d'un ordre mondial plus juste (mais les pays les plus riches avaient voté contre ou s'étaient abstenus). A partir des années 1990, les politiques de développement deviennent des modalités de la lutte contre la pauvreté (Conférences du Caire en 1994, de Pékin en 1995, de Copenhague en 1995). Récemment, le Consensus de Monterrey sur le financement du développement, l'initiative du Nouveau Partenariat pour le Développement de l'Afrique (NEPAD), le Sommet Mondial sur le Développement Durable de Johannesburg en Afrique du Sud en septembre 2002, s'inscrivent au nombre des efforts déployés par la communauté internationale dans le sens d'une réduction de la pauvreté dans les prochaines années. Au niveau européen, la lutte contre la pauvreté est inscrite dans les objectifs de la coopération au développement depuis le traité de Maastricht (7 février 1992, art. 130 U).

des individus ou des ménages. Pourtant, pour avoir une image plus claire de la pauvreté et en se rapprochant de la notion de « capacités » au sens de Sen, il est important de prendre en compte des indicateurs sociaux tels que le taux de mortalité infantile, l'espérance de vie à la naissance ou encore le taux de scolarisation. Cette optique adoptée par le PNUD permet d'appréhender la notion de pauvreté dite humaine ou encore structurelle

**Tableau n°4: Indicateurs sociaux**

	Taux de mortalité infantile (%)			Espérance de vie (années)			Taux brut de scolarisation primaire (%)		
	1970	1993	1998	1970	1993	1998	1970	1993	1996
<b>Asie de l'est et Pacifique</b>	77	35	35	59	68	69	89,7	114	116
<b>Asie centrale et Europe de l'est</b>	46	24	21	67	69	69	99,3 <sup>(c)</sup>	97	99,7 <sup>(a)</sup>
<b>Amérique Latine et Caraïbes</b>	83	43	30	61	69	70	107,3	108,7	113
<b>Afrique du Nord et Moyen-Orient</b>	135	53	45	53	66	67	70	96,7	95,2
<b>Asie du Sud</b>	138	84	75	49	60	62	70	97	100
<b>Afrique Sub-saharienne</b>	132	93	92	44	52	50	51,2	76	78 <sup>(a)</sup>
<b>Pays à faibles et moyens revenus</b>	106,7	65,4 <sup>(b)</sup>	58,7	55,4	63,8 <sup>(b)</sup>	64,9	81,9	102,5	106,5

(a) : 1994 (b) : 1992 (c) : 1980

*Note:* Une diminution des taux de scolarisation primaire supérieurs à 100 ne signifie pas nécessairement une baisse de la proportion d'enfants en âge de scolarisation allant à l'école. Elle peut refléter une réduction du nombre d'enfants ayant dépassé l'âge d'être scolarisé, donc un progrès dans la qualité et une croissance de l'efficacité du système scolaire puisqu'une moindre proportion d'enfants commence tardivement ou redouble.

*Source:* Poverty Reduction and the World Bank (1996), World Bank (2000)

Sur le critère de ces indicateurs de "bien-être social", on remarque une nette amélioration pour les différentes régions étudiées entre 1970 et 1993. Le taux de mortalité infantile a baissé de moitié pour l'Asie de l'Est, l'Asie centrale et l'Amérique latine. Les progrès sont encore plus marquants pour l'Afrique du Nord tandis que l'Afrique sub-saharienne et l'Asie du Sud enregistrent une bien moindre amélioration et conservent des taux de mortalité infantile bien supérieurs à la moyenne des pays en développement. Les gains dans l'espérance de vie sont également plus faibles pour ces deux régions qui sont caractérisées par des moyennes inférieures à l'ensemble du monde sous-développé au milieu des années 1990. En 1993, les taux bruts de scolarisation primaire sont quasi similaires pour l'Asie du Sud, l'Asie Centrale et l'Afrique du Nord (environ 97%), au-dessus de la moyenne pour l'Asie de l'Est et l'Amérique latine ; mais là encore, l'Afrique subsaharienne marque un retard important malgré les progrès constatés depuis les années 1970. Pour résumer, depuis le milieu des années 1990, les différentes régions continuent de faire des progrès à l'exception de l'Afrique subsaharienne qui ne connaît presque plus d'amélioration au niveau du taux de mortalité infantile et subit même une régression de l'espérance de vie à la naissance.

Globalement, ces trois indicateurs reflètent des performances marquées sur la période pour les



pays latino-américains et ceux de l'Asie de l'est. L'Afrique du Nord se situe à un niveau intermédiaire entre ces deux régions et les pays retardataires d'Asie du Sud et d'Afrique subsaharienne. Pour ces derniers, les efforts doivent être intensifiés pour atteindre des niveaux proches des standards encore insuffisants de l'ensemble des pays considérés.

Notons que les indicateurs de santé publique comme l'espérance de vie et la mortalité infantile ont continué de s'améliorer durant les années 1980 malgré la crise dans certains cas, notamment en Amérique latine. Etant donné que ces indices sont déterminés par des facteurs qui sont le résultat de progrès antérieurs, comme par exemple l'augmentation du nombre d'hôpitaux ou de médecins par habitants, l'amélioration des conditions d'hygiène publique, la hausse du niveau d'éducation des mères ou encore la mise en pratique de progrès médicaux, ce constat n'est pas surprenant. Les améliorations constatées ne sont donc pas uniquement le reflet d'un lien éventuel avec la croissance économique sur la période étudiée.

#### **IV-3 Persistance des différenciations régionales à l'intérieur de quelques pays**

Nous avons vu précédemment que des différences importantes caractérisent les trois grandes régions étudiées en termes d'inégalités, le continent latino-américain apparaissant notamment relativement homogène comparé à l'Afrique sub-saharienne. Pourtant, même à l'intérieur d'un espace national, les gains de la croissance ont parfois été répartis inégalement entre les régions, notamment dans les grands pays comme l'Inde, la Chine, l'Indonésie ou encore le Brésil<sup>12</sup>, cela malgré les efforts développés par les Etats pour lutter contre la pauvreté et les inégalités<sup>13</sup>.

La chute de la pauvreté dans le secteur agricole indonésien de 1984 à 1987, période d'ajustement économique, est due pour moitié aux gains enregistrés par deux régions essentiellement : Java Centre et Java Est. Les agriculteurs ont pu diversifier leurs revenus et les pauvres ont bénéficié d'une augmentation des salaires réels. La situation est nettement

---

<sup>12</sup> Pour le cas du Brésil, voir Clements (1997), Pfeffermann et Webb (1983).

<sup>13</sup> Le fait que les inégalités soient fortes d'une région à une autre dans un pays de très grande dimension comme la Chine n'est pas très étonnant compte tenu de sa composition spatiale ou démographique très diverse. En revanche, les disparités régionales se sont accrues également dans des pays de plus petite dimension comme la Thaïlande (Danier, 1996), les inégalités de revenu s'étant creusées dans les années 1980 entre Bangkok et le reste du pays, ce qui relève plus d'un échec dans la lutte contre les inégalités.

moins favorable dans certaines îles où la pauvreté a parfois augmenté parmi les agriculteurs qui n'ont pas diversifié leurs revenus (Huppi et Ravallion, 1991).

Prasad (1993) explique la persistance des disparités régionales entre Etats en Inde en matière de pauvreté par les différences de productivité agricole. De plus, les Etats pauvres se sont heurtés à de nombreux obstacles pour délivrer les biens et services aux fractions les plus marginalisées de la population et ont donc échoué dans leur lutte contre la pauvreté à cause notamment d'infrastructures inappropriées pour le bon déroulement des programmes alimentaires, sanitaires et éducatifs. Les différences d'inégalités entre régions caractérisent également les Philippines où les bénéfices du retour à la croissance depuis la fin des années 1980 ont été concentrés sur des régions spécifiques du fait de la présence d'obstacles structurels sur le marché du travail (Gerson, 1998).

En Chine, d'importants changements institutionnels ont suivi la réforme de 1978 qui marque le passage d'une économie planifiée et centralisée à un système plus orienté par le jeu des marchés. Un système de responsabilité contractuel (« Contract Responsibility System ») a été instauré après le démantèlement de l'agriculture collective puis étendu à des secteurs non agricoles. Avant la réforme, l'organisation rurale garantissait aux ménages l'accès aux actifs productifs qui étaient distribués d'une manière relativement équitable. Un système de transfert aux régions les plus pauvres permettait d'éviter de graves déséquilibres alimentaires entre les régions, excepté durant la grande famine de 1959-61.

Malgré l'augmentation importante des revenus et de la production moyenne depuis la réforme, les gains n'ont pas été distribués de manière uniforme. Les disparités entre les zones rurales ont été exacerbées, les régions côtières irriguées ayant plus bénéficié des réformes que d'autres. Il en est de même des différentes villes qui ont des schémas d'inégalités différents. L'étude transversale régionale effectuée par Ahmad et Wang (1991) sur l'enquête 1985-86 montre des variations considérables des indices d'inégalités entre les dix régions prises en compte. La région de Guangdong, avec le second plus haut niveau de revenu moyen en zone rurale, est caractérisée par la plus forte concentration de revenus dans les niveaux supérieurs et moyens de la distribution (indice de Gini égal à 0.57) alors que la région de Pékin est moins inégalitaire (Gini égal à 0.25). A certains égards, les zones rurales de Gansu, Henan, Shanxi rappellent la Chine d'avant les réformes qui était caractérisée par de faibles revenus et des inégalités relativement faibles. Par contre, Sichuan, une autre province à faibles revenus,

présente des inégalités plus fortes et des niveaux de pauvreté plus élevés que Shanxi. De plus, le nombre substantiel de pauvres dans les provinces les plus riches illustre le fait que les politiques fondées sur des cibles géographiques ne sont pas adéquates pour réduire la pauvreté.

Ainsi, la conclusion très générale mise en évidence par Deininger et Squire (1996) selon laquelle l'évolution des inégalités dans le temps pour un même pays est de faible ampleur cache des disparités régionales importantes et même parfois croissantes dans la distribution des revenus à l'intérieur de certains pays.

## ***SECTION V : « Zoom » sur la situation africaine***

### **V-1 Des données de moins en moins rares mais hétérogènes**

Pour appréhender l'évolution du pouvoir d'achat des populations d'Afrique subsaharienne, les données les plus précises sont issues des enquêtes sur les dépenses, le budget et la consommation des ménages. Or, si plus d'une centaine d'enquêtes a bien été réalisée dans la région depuis le début des années 1980, ce qui dénote un effort remarquable pour une période de crise économique, on ne dispose par pays que de peu de points de référence. Néanmoins, quelques pays ont réalisés plusieurs enquêtes nationales comme la Côte d'Ivoire (en 1979, de 1986 à 1988, en 1993, 1995, 1996 et 1998), le Ghana (en 1987, 1988, 1991, 1998 et 2002) ou encore la Mauritanie (en 1987, 1989, 1992, 1993, 1995 et 2000)<sup>14</sup>.

Certains pays n'ont effectué qu'une seule enquête nationale (notamment l'Afrique du Sud, le Botswana, le Burkina Faso), voire deux (en Angola, au Burundi, au Malawi, au Mali). Cependant, la plupart des pays ont compensé cette insuffisance de données au niveau national par la répétition d'enquêtes thématiques ciblées (sur le milieu urbain ou rural seulement, sur la santé et la nutrition des enfants et/ou des mères) qui permettent d'apprécier d'autres dimensions que le pouvoir d'achat ou les conditions d'existence.

---

<sup>14</sup> Egalement le Cap Vert (en 1998, 1999 et 2001), le Cameroun (en 1983, 1996 et 2001), la République Centrafricaine (en 1992 et 1995), la Gambie (en 1992, 1994 et 1998), le Kenya (en 1981/1983, 1992 et 1994/1997), le Lesotho (en 1986, 1993 et 1995), Madagascar (en 1993, 1997 et 1999), le Niger (en 1989/1992, 1994 et 1995), le Nigeria (en 1980/1983, 1985, 1989, 1992, 1993 et 1996), le Rwanda (en 1993 et 1998), le Sénégal (en 1991 et 1994), le Soudan (en 1978/1980 et 1988/1989), le Swaziland (en 1985 et 1995), la Tanzanie (en 1991, 1993 et 2000/2001), l'Ouganda (en 1989, 1992, 1993/1994, 1995/1997, 1999/2000 et 2002), la Zambie (en 1991, 1993, 1996/1998 et 2002), et le Zimbabwe (en 1990, 1993 et 1995/1996).

Parallèlement à cette relative rareté des données sur le pouvoir d'achat des populations, l'insuffisante standardisation dans les méthodes utilisées pose de multiples problèmes de comparaison des données nationales et de constance dans la collecte des données, qui s'ajoutent aux arbitrages entre les analyses en termes de dépenses ou de revenus, au niveau du ménage ou de l'individu, etc. De plus, la représentativité des enquêtes en matière d'inégalités reste sujette à caution dans la mesure où la part de revenu des individus appartenant au haut et au bas de la distribution est souvent mal appréciée<sup>15</sup>.

## **V-2 Une augmentation de la pauvreté monétaire**

Les études spécifiques par pays ont mis en évidence des phases d'augmentation de la pauvreté comme à Madagascar en milieu urbain entre 1962 et 1980 (Essama-Nssah, 1997), ou encore en Côte d'Ivoire entre 1985 et 1988 (Grootaert, 1996), mais aussi au Malawi (1990-1993), au Mali (1988-1994), en Tanzanie (1993-1995), au Sénégal (1960-1994), au Soudan (1968-1986 et 1991-1995), au Zimbabwe (1991-1995), au Bénin (1986-1996), au Cameroun (1987-1994) (Rodriguez, 1998).

Des pays ont aussi connu des phases de diminution de la pauvreté comme en Ethiopie en milieu rural entre 1989 et 1995 (Dercon, 2001), au Ghana entre 1988 et 1992 (Canagarajah, Mazumdar et Ye, 1998), en Tanzanie rurale entre 1983 et 1991 (Ferreira, 1996), en Ethiopie (1989-1994), au Ghana (1988-1992) (Rodriguez, 1998), en Ouganda (1992-1997) (Appleton, Emwanu, Kagugube et Muwonge, 1999).

Sur la base d'une ligne de pauvreté à un dollar par jour et par personne en parité de pouvoir d'achat, l'étude de Sala-i-Martin (2002) sur la répartition du revenu au niveau mondial estime que 95% des pauvres dans le monde vivaient en Afrique subsaharienne en 1998. La totalité de la population de la République Démocratique du Congo (ex-Zaïre) vivrait en dessous de ce seuil, 80% de la population en Tanzanie et 60% en République Centrafricaine, en Ethiopie, en Guinée Bissau et au Sierra Leone. En 1998, plus de 80% des individus appartenant au quintile inférieur du revenu mondial et vivant en dehors de l'Inde et de la Chine étaient en Afrique. La totalité de la population du Bénin, du Tchad, de Malawi, de Tanzanie et du Togo appartient à ce dernier quintile. Les populations du Burkina Faso, du Burundi, de la République Centrafricaine, de l'Ethiopie, de la Gambie, de la Guinée Bissau, du Kenya, de Madagascar,

---

<sup>15</sup> Le problème de la représentativité des enquêtes micro-économiques pour appréhender les inégalités est

du Mali, du Mozambique, du Niger, du Nigeria, du Rwanda, de Sierra Leone, d'Ouganda et Zambie appartiennent pour 80% au dernier quintile et celles du Ghana, de Mauritanie, du Sénégal appartiennent à 60% à ce quintile de revenu le plus pauvre. Seuls le Botswana<sup>16</sup>, le Gabon, la Guinée et l'Afrique du Sud ont moins de 20% de leurs citoyens dans ce dernier quintile.

On estimait en 1998 à 290 millions le nombre de personnes pauvres en Afrique subsaharienne, au lieu de 217.2 millions en 1987 au seuil de un dollar par tête et par jour en parité de pouvoir d'achat. Cette tendance à la hausse fait qu'environ 46% de la population sur cette période, en majorité en zone rurale, vit actuellement dans une situation de forte précarité (Kayizzi-Mugenwa, 2001).

### **V-3 Une distribution inégalitaire de la pauvreté**

Les évolutions globales précédemment énoncées résultent de moyennes nationales ou sur un ensemble de pays. Un tel niveau d'agrégation ne nous permet absolument pas de conclure quant à l'évolution, positive ou négative, des conditions de vie des ménages en Afrique subsaharienne. L'observation immédiate de la réalité sociale dans bon nombre de pays et les analyses plus fines par sous-groupes de population attestent de très fortes différenciations au niveau des catégories d'individus - riches et pauvres, hommes et femmes, urbains et ruraux etc.- qui appellent à la nécessité d'une prise en compte des inégalités si l'on veut apprécier avec plus d'exactitude les évolutions en cours.

Les indicateurs d'incidence de la pauvreté monétaire calculés par milieux urbain ou rural, par régions et par catégories sociales, mettent en valeur ces inégalités. Ils montrent, de façon générale, une incidence plus grande de la pauvreté en milieu rural qu'en milieu semi urbain et urbain. Des calculs à partir de lignes de pauvreté nationales donnent des estimations de la pauvreté rurale qui vont de 34% au Ghana (1992)<sup>17</sup>, 46% pour le Kenya (1992), 48.2% en

---

soulevé de manière plus approfondie dans la seconde partie de la thèse.

<sup>16</sup> Le Botswana est le pays qui a connu le plus fort taux de croissance durant les 30 dernières années, ce qui a conduit le pays à n'avoir que deux quintiles de revenu en dessous de la ligne de pauvreté en 1970 puis aucun en 1998, et de compter 60% de la population dans le dernier quintile en 1970 mais seulement 20% en 1998 (Sala-i-Martin (2002).

<sup>17</sup> L'importante réduction de l'incidence de la pauvreté rurale entre 1987 et 1992 (de 42% à 34%) a été le résultat d'une augmentation significative des revenus générés par les pauvres à partir d'autoemplois non agricoles. Selon Canagarajah et Mazumdar (1997), la part de ces revenus dans le revenu total des ménages a augmenté de 19,5% en 1987/88 à 25,7% en 1991/92. Dans le même temps, la part de revenus générés par des autoemplois

Ouganda (1998) (Appleton *et alii*, 1999), 54% au Lesotho (1993) à 61% en Guinée Bissau (1991), 76% au Sierra Leone (1989) et atteignent 88% pour la Zambie (1991) (Fields, 1998). D'après Sahn, Dorosh et Younger (1997), à la fin des années 1980 et au début des années 1990, la part de la pauvreté rurale dans la pauvreté nationale était de 78% en Côte d'Ivoire, 66% en Gambie, 90% au Kenya et en Tanzanie, 88% à Madagascar, 98% au Malawi et 71% en Zambie. Appleton *et alii* (1999) estiment cette part à 95.1% en Ouganda en 1998, tandis que Canagarajah *et alii* (1998) l'estiment à 64.9% au Ghana en 1992. Les politiques publiques mises en œuvre au cours de la période 1980-95 n'ont guère changé ces caractéristiques en termes absolus. Tout au plus ont-elles pu, selon les pays, réduire les écarts relatifs soit par une réduction de la pauvreté rurale (en Ethiopie par exemple, en Mauritanie de 1990 à 1996), soit en raison d'une augmentation de la pauvreté urbaine comme au Cameroun et en Côte d'Ivoire.

#### **V-4 De notables mais fragiles améliorations des conditions de vie**

Il reste, cependant, que la mesure monétaire donne une image trop réduite de la pauvreté. En effet, les situations de grande pauvreté résultent d'un enchaînement de précarités qui affectent plusieurs domaines de l'existence - par exemple la santé à travers l'accès aux soins, l'éducation etc.-, sont parfois persistantes et compromettent alors les chances de reconquérir ses droits par soi-même dans un avenir prévisible. « [Toutes ces formes de dénuement limitent considérablement] *les capacités dont dispose un individu, c'est-à-dire les libertés fondamentales qui lui permettent de mener le genre d'existence auquel il ou elle aspire* » (Sen, 1999)

Des indicateurs socio-économiques comme le taux de mortalité infantile, l'espérance de vie à la naissance ou encore le taux de scolarisation retracent mieux l'évolution de la satisfaction des besoins essentiels dans le long terme et donc la pauvreté « structurelle ». Ils retracent l'effet d'accumulation des améliorations successives dans les conditions de vie.

L'évolution la plus marquante est celle de l'espérance de vie à la naissance qui a augmenté dans 33 pays sur 48. Si elle est passée, en moyenne, de 48 ans en 1980 à 50 ans en 1998 pour l'Afrique subsaharienne (African Development Indicators, 2001), elle varie de 37 ans au Sierra Leone à 72 ans aux Seychelles et 71 ans dans l'île Maurice en 1998. Au cours des 20

---

agricoles a diminué sur la même période de 60,4% à 53%. En revanche, la pauvreté urbaine aurait stagné sur la

dernières années, 13 pays ont connu une évolution négative (la Zambie, le Zimbabwe, la Tanzanie, l'Ouganda, le Rwanda, le Malawi, le Libéria, le Kenya, la Côte d'Ivoire, le Congo, la République Centrafricaine, le Burundi et le Botswana), en raison notamment de la propagation du virus du SIDA qui concerne près de 10% de la population adulte (taux de prévalence moyen) à la fin de l'année 1999 dans 16 pays de la zone subsaharienne. Dans les pays d'Afrique australe le plus touchés (Afrique du Sud, Swaziland, Botswana, Zimbabwe, Zambie etc.), le taux de prévalence dépasse 20% ; selon les estimations des Nations Unies, l'espérance de vie à la naissance pourrait reculer à 45 ans entre 2005 et 2010. Quatre pays (Botswana, Malawi, Mozambique et Swaziland) ont désormais une espérance de vie inférieure à 40 ans. Si le VIH/SIDA n'existait pas, l'espérance de vie moyenne en Afrique subsaharienne serait d'environ 62 ans ; en Afrique du Sud, on estime que l'espérance de vie n'est plus que de 47 ans au lieu de 66 sans le SIDA (Onusida, 2001).

Les progrès enregistrés néanmoins durant les deux dernières décennies pour beaucoup de pays ne peuvent masquer le fait que les niveaux d'espérance de vie atteints restent faibles par rapport aux autres continents (68 ans en Asie de l'Est, 62 ans en Asie du Sud, 70 ans en Amérique Latine), soit 13 ans de moins que la moyenne des pays en développement et 25 ans de moins que la moyenne des pays de l'OCDE, et traduisent une situation sanitaire qui reste très préoccupante.

Deuxième indicateur important de l'amélioration des conditions de vie, le taux de mortalité infantile a suivi une tendance de baisse quasi générale dans 45 pays sur 48 : il est passé de 115‰ en 1980 à 92‰ en 1998. Trois pays seulement ont connu une augmentation: la Zambie (de 90‰ à 114‰ entre 1980 et 1998), le Congo (de 89‰ à 90‰) et le Kenya (de 75‰ à 76‰). Notons, cependant, que dans les autres régions en développement, le taux de mortalité infantile a plus fortement baissé sur la même période, passant de 55‰ à 35‰ pour l'Asie de l'Est, de 41‰ à 22‰ pour l'Asie centrale, de 61‰ à 31‰ pour l'Amérique latine et 119‰ à 75‰ pour l'Asie du Sud. En 1998, la mortalité infantile concerne 15 enfants sur 1000 aux Seychelles mais encore 169 enfants sur 1000 au Sierra Leone, 134 enfants sur 1000 au Malawi et au Mozambique et 128 enfants sur 1000 en Guinée Bissau (World Development Indicators, 2000).

---

période autour de 26%.

En ce qui concerne le taux d'analphabétisme chez les adultes de plus de 15 ans, il est passé en moyenne de 62% à 41% sur la région subsaharienne. Les informations disponibles pour 40 pays sur la période 1980-1998 montrent une diminution dans tous les pays. Les situations nationales restent très diverses puisqu'en 1998, les taux d'illettrisme vont de 13% de la population adulte au Zimbabwe à 85% au Niger. En 1997, les taux bruts de scolarisation primaire se situent au niveau de la moyenne des pays en développement (107%)<sup>18</sup> pour l'Asie du Sud (100%), légèrement au-dessus de la moyenne pour l'Amérique latine (113%) et l'Asie de l'Est (116%). L'Afrique sub-saharienne marque un retard important (seulement 78% en 1994) et aucun progrès depuis les années 1980 (81%). Là encore, les disparités sont importantes entre pays, le taux brut de scolarisation primaire étant de 29% en 1997 au Niger, de 49% au Mali jusqu'à 162% en 1995 au Gabon et 133% en Afrique du Sud. En revanche, de plus amples progrès sont perceptibles sur le taux brut de scolarisation secondaire qui est passé de 15% en 1980 à 27% en 1994 en Afrique subsaharienne : la scolarisation secondaire concerne 95% de la classe d'âge correspondante en Afrique du Sud (1995), plus de 60% en Namibie (1997) et dans l'île Maurice (1996) mais seulement 6 ou 7% au Niger (1996), au Mozambique (1995), au Burundi (1994) et en Tanzanie (1997).

L'examen de ces trois indicateurs permet de tirer deux types de constats concernant l'Afrique subsaharienne. Premièrement, à l'exception notable de quelques pays, il y a eu, sur l'ensemble de la période sous revue, une amélioration de la plupart des indicateurs de conditions de vie même si ces progrès restent fragiles. Deuxièmement, les niveaux de la mortalité infantile sont encore extraordinairement élevés dans beaucoup de pays et l'espérance de vie a même régressé dans ceux qui sont particulièrement touchés par l'épidémie du SIDA<sup>19</sup>. L'hétérogénéité du continent est donc nettement perceptible sur la base de ces simples constats.

## **V-5 Le maintien de fortes inégalités de revenu**

---

<sup>18</sup> Ce taux exprime le nombre d'inscrits dans le premier cycle rapporté au nombre d'enfants de la classe d'âge « normale » correspondante. Il peut être supérieur à 100% parce qu'il comptabilise des enfants qui ont dépassé l'âge d'être en primaire mais qui sont néanmoins scolarisés, en raison d'un redoublement ou d'une réinscription à la suite d'une interruption. Un fort taux brut de scolarisation peut ainsi exprimer une médiocre qualité du système éducatif.

<sup>19</sup> Le SIDA a tué 2,3 millions d'Africains en 2001. Au cours de l'année écoulée, on estime que 3,4 millions de nouvelles infections se sont produites en Afrique subsaharienne, ce qui signifie que 28,1 millions d'Africains vivent aujourd'hui avec le virus (Onusida, 2001).



Pour l'Afrique sub-saharienne, nous disposons de données sur les inégalités pour 31 pays (cf. Tableau n°5<sup>20</sup>). Les inégalités y sont élevées puisque le coefficient de Gini moyen était de 0.50 en 1960 et se maintient autour de 0.47 dans les années 1990. Le continent présente une forte hétérogénéité puisque ses valeurs s'étendent de 0.29 pour le Rwanda à 0.63 pour l'Afrique du Sud<sup>21</sup>.

Sur la période 1960-1996, les valeurs du coefficient de Gini ou des parts de revenus des ménages montrent une tendance à un faible tassement des inégalités au cours des trois premières décennies, au profit des classes pauvres et moyennes et une augmentation au cours des années 1990 au détriment des mêmes classes.

**Tableau n°5 : Evolution des inégalités de revenus en Afrique sub-saharienne**

	Moyenne	1960-1970	1970-1980	1980-1990	1990-1996
<b>Coefficient de Gini</b>	0.46	0.499	0.482	0.434	0.469
<b>1<sup>er</sup> quintile (en %)</b>	5.26	2.76	5.10	5.70	5.15
<b>2<sup>ème</sup> quintile (en %)</b>	8.89	2.55	6.93	10.04	8.94
<b>3<sup>ème</sup> et 4<sup>ème</sup> quintiles (en %)</b>	34.06	32.72	32.15	35.40	33.54
<b>5<sup>ème</sup> quintile (en %)</b>	51.79	61.97	55.82	48.86	52.37

*Source* : Deininger K. et Squire L., 1996

Les informations plus détaillées dont on dispose pour certains pays, même en se limitant à celles qui sont considérées comme de bonne qualité<sup>22</sup>, ne confirment que partiellement cette tendance. Sur la période 1985-1988, la Côte d'Ivoire a connu une baisse des inégalités au bénéfice des pauvres et des classes moyennes. Ce fut aussi le cas pour le Ghana (1989-97), l'île Maurice (1980-91), la Mauritanie (1988-1995), la Guinée (1991-1995) et le Sénégal (1991-1995). Par contre, les inégalités ont augmenté en Ouganda (1989-1993), au Nigeria (1986-97) et en Côte d'Ivoire entre 1993 et 1998 (Grimm, 2001).

Ces différences peuvent être le résultat des politiques mises en œuvre. Ainsi, on peut penser que le socialisme qui a marqué la Tanzanie (1977-1993) et la Zambie (1976-91) a favorisé une baisse des inégalités au profit des classes pauvres et moyennes. Mais, elles peuvent aussi

<sup>20</sup> Voir également le Tableau n°7 du chapitre 1.

<sup>21</sup> En Amérique latine, le coefficient de Gini moyen est passé de 0.53 à 0.49 au cours des trois dernières décennies, allant de 0.42 pour la Bolivie à 0.57 pour le Brésil. En Asie de l'Est et du Sud-Est, il se maintient autour de 0.38, variant de 0.30 pour Taiwan à 0.50 pour la Malaisie. Enfin, pour les pays développés, caractérisés par de plus faibles inégalités, il se situe autour de 0.34.

<sup>22</sup> Pour les critères de qualité, se référer à la section II de cette introduction.

être le fait de l'alternance de phases de croissance et de décroissance économique au cours d'une même période.

## **SECTION VI : Plan de la thèse**

L'Asie, l'Amérique latine et l'Afrique sub-saharienne présentent des schémas différents du point de vue des inégalités de revenu bien que la faible évolution dans le temps de la distribution semble être une caractéristique commune aux trois régions. Leurs performances respectives en termes de croissance sont également divergentes: l'Asie du Sud a atteint des taux de croissance inhabituels sur les dernières décennies, de l'ordre de 4% de croissance moyenne annuelle sur la période 1960-1990, l'Amérique latine a connu une évolution plus erratique avec des périodes alternées de croissance et de récession et un trend de croissance annuelle relativement faible sur la période (environ 1,3%) tandis que la croissance des pays d'Afrique sub-saharienne est restée très faible (0,3% en moyenne). Ces deux constats nous amènent à soulever la problématique des liens entre croissance et distribution des revenus: la croissance économique est-elle nécessairement un élément favorable à une meilleure distribution des revenus dans les pays en développement? Quels en sont les impacts en termes de pauvreté?

Ce travail est structuré de la manière suivante : la première partie adopte un point de vue macro-économique sur un large échantillon international de pays. Compte tenu de la faiblesse de nos connaissances actuelles dans le domaine des inégalités de revenu sur les pays africains, et notamment sur leurs déterminants, ce travail présente l'intérêt de mener une étude sur les différents mécanismes invoqués dans la littérature, en économie du développement et en économie « néo-institutionnelle » pour expliquer (i) d'une part, les niveaux structurels des inégalités de revenu des différentes régions du monde – Amérique latine, Asie, Afrique sub-saharienne et pays de l'OCDE – quelques que soient les spécificités nationales ; (ii) d'autre part, l'évolution des inégalités de revenus dans les pays.

Le chapitre 1 revient donc sur la problématique des liens entre la croissance et les inégalités, aux niveaux théorique et empirique, dans la lignée des recherches inspirées par le travail fondateur de Kuznets (1955). Nous verrons que la difficulté avec la relation allant des inégalités vers la croissance, comme aussi pour sa réciproque plus ancienne (la courbe de Kuznets), provient du fait que le niveau et la distribution du revenu sont co-déterminés par les

mêmes facteurs. En particulier, la croissance et les inégalités sont contraintes par des institutions de longue durée. Dès lors, le chapitre 2 tente de mettre en évidence les facteurs structurels explicatifs du niveau de long terme des inégalités au regard des controverses qui animent les économistes sur les déterminants des écarts de développement entre régions. La recherche actuelle s'attache en effet à séparer, parmi les déterminants de la croissance et des inégalités, ce qui relève (i) de facteurs géographiques intangibles (distance à l'équateur, climat, enclavement etc.), (ii) d'institutions historiquement déterminées (langues, religions et systèmes juridiques, protection de la propriété et des droits civiques, démocratie), (iii) des politiques économiques mises en oeuvre (commerciales, monétaires, budgétaires). Bien sûr ces trois éléments ne sont pas indépendants, la localisation pouvant influencer les institutions, celles-ci conditionnant la mise en oeuvre et la réussite des politiques, les résultats des politiques conditionnant en retour les institutions. Quel que soit l'accent mis sur l'un de ces trois éléments, il y a néanmoins consensus sur le fait que les écarts de développement proviennent moins de la quantité de ressources productives (capital humain et physique) que des institutions qui organisent l'utilisation de ces ressources. En particulier, la faiblesse de la croissance et le niveau élevé des inégalités de revenu observés en Amérique latine comme en Afrique sub-saharienne sont envisagés sous ce nouvel angle d'approche. Nous tenterons alors de démontrer l'existence ou non d'une spécificité africaine relativement à ces analyses. Le chapitre 3 s'attache à l'étude des déterminants démo-économiques de l'évolution à plus court terme des inégalités et montre les limites de l'approche macro-économique pour expliquer l'hétérogénéité de la zone sub-saharienne au niveau des inégalités.

La seconde partie est constituée d'études micro-économiques centrées sur deux pays d'Afrique sub-saharienne, la Côte d'Ivoire et Madagascar. Ces analyses sur les cas ivoirien et malgache constituent des études des inégalités de revenu et de la pauvreté monétaire, avec des variations dans la façon d'appréhender le niveau de vie des populations. On s'attache dans ces chapitres à observer « à plat » les inégalités, autrement dit de manière transversale, une année donnée, à l'exception du chapitre 6 pour lequel des données biographiques originales ont permis une analyse dans le temps. Ainsi, le chapitre 4 est une étude comparative de ces deux pays africains pour lesquels nous disposons de données micro-économiques d'enquêtes et de comptes nationaux. Le chapitre 5 analyse les évolutions de la pauvreté et des inégalités de revenu en milieu urbain en Côte d'Ivoire avec un horizon temporel d'une quinzaine d'années durant lesquelles ce pays sous ajustement a connu de profonds bouleversements économiques.

Enfin, le chapitre 6 s'articule autour d'une problématique générationnelle et s'attache à mettre en évidence les répercussions de la dégradation macro-économique de long terme qu'a connu le pays sur les niveaux de vie des différentes générations présentes dans la capitale malgache durant l'enquête biographique utilisée dans cette étude.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Ahmad E., Wang Y. (1991), Inequality and Poverty in China: Institutional Change and Public Policy, 1978 to 1988, *The World Bank Economic Review*, vol. 5, n°2, pp231-258.

Aigbokhan B.E. (1998), Poverty, Growth and Inequality in Nigeria, A case study, paper presented to the African Economic Research Consortium Bi-Annual Workshop, Nairobi, May.

Appleton S., Emwanu T., Kagugube J., Muwonge J. (1999), Changes in poverty in Uganda, 1992-1997, *Centre for the Study of African Economies*, Working Paper n°99.22, Oxford University, May.

Bairoch P. (1984), Le tiers-monde dans l'impasse, *Gallimard*, Paris.

Bairoch P. (1997), Du ou des Tiers-Monde, Victoires et déboires III, dans *Histoire économique et sociale du monde du XVI<sup>ème</sup> siècle à nos jours*, *Collection Folio/Histoire*, Gallimard.

Berry A., Bourguignon F., Morrisson C. (1983), The Level of World Inequality: How Much Can One Say?, *The Review of Income and Wealth*, series 29, September, pp217-242.

Bruno M., Ravallion M., Squire L. (1998), Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues, in *Income Distribution and High Quality Growth*, Tanzi V. and Chu K.Y. ed., MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Canagarajah S., Mazumdar D. (1997), Employment, Labor Markets and Poverty in Ghana, a Study of Changes During Economic Decline and Recovery, *The World Bank*, Policy Research Working Paper n°1845, November.

Canagarajah S., Mazumdar D., Ye X. (1998), The Structure and Determinants of Inequality and Poverty Reduction in Ghana, 1988-1992, *The World Bank*, mimeo, October.

Chen S., Datt G., Ravallion M. (1994), Is Poverty Increasing in the Developing World?, *The Review of Income and Wealth*, series 40, December, pp359-376.

Chen S., Ravallion M. (1997), What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?, *World Bank Economic Review*, vol.11, n°2, pp357-382

Chen S., Ravallion M. (2001), How did the world's poorest fare in the 1990's, Policy Research Working Paper n°2409, *The World Bank*, Washington D.C.

- Clements B. (1997), Income Distribution and Social Expenditure in Brazil, *IMF Working Paper*, n°97/120.
- Cohen D. (1997), Richesse du monde et pauvreté des nations, *Collection Essais, Flammarion*, 165p.
- Daniere A. (1996), Growth, Inequality and Poverty in South-East Asia, The case of Thailand, *Third World Planning Review*, vol.18, n°4, pp373-395.
- Deininger K., Squire L. (1996), A New Data Set Measuring Income Inequality, *The World Bank Economic Review*, vol.10,n°3,pp.565-591.
- Dercon S. (2001), Economic reform, Growth and the Poor: Evidence from Rural Ethiopia", *Centre for the Study of African Economies*, Working Paper, May.
- Essama-Nssah B. (1997), Impact of Growth and Distribution on Poverty in Madagascar, *The Review of Income and Wealth*, series 43, March, pp239-252.
- Ferreira L. (1996), Poverty and Inequality During Structural Adjustment in Rural Tanzania, World Bank Working Paper n°1641, August.
- Fields G.S. (1998), Dynamics of Poverty, Inequality and Economic Well-Being: African Economic Growth in Comparative Perspective, paper presented to the African Economic Research Consortium Bi-Annual Workshop, Nairobi, May.
- Foster J., Greer J., Thorbecke E. (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, vol.52, n°3, pp71-766.
- Gerson P. (1998), Poverty, Income Distribution and Economic Policy in the Philippines, *IMF Working Paper* n°98/20, February.
- Glewwe P., Hall G. (1998), Are some groups more vulnerable to macroeconomic shocks than others? Hypothesis tests based on panel data from Peru, *Journal of Development Economics*, vol.56, Issue 1, pp181-206.
- Grimm M. (2001), A Decomposition of inequality and poverty changes in the context of macroeconomic adjustment. A microsimulation study for Côte d'Ivoire, United Nations University, WIDER Discussion paper No. 2001/91, Helsinki, UNU/WIDER.
- Grootaert C., 1996, Réformes économiques et analyse de la pauvreté: l'expérience de la Côte d'Ivoire, L'Harmattan, Paris, 239 p.
- Grootaert C., Kanbur R., Oh G-T. (1995), The Dynamics of Poverty: Why Some People Escape From Poverty and Others Don't, an African Case Study, *World Bank*, mimeo.
- Herrera J. (2001), Poverty dynamics in Peru, 1997-1999, *Document de travail DIAL* n°2001/09.
- Huppi M., Ravallion M. (1991), The Sectoral Structure of Poverty During an Adjustment Period: Evidence for Indonesia in the Mid-1980s, *World Development*, vol.19, n°12, pp1653-1678.

Kakwani N. (1993), Performance in living standards, an international comparison, *Journal of Development Economics*, vol.41, Issue 2, pp307-336.

Kayizzi-Mugenwa S. (2001), Globalization, Growth and Income Inequality: the African Experience, *OECD Technical Paper*, n°186, December.

Kuznets S. (1955), Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, vol. 45, n°1, March, pp1-28.

Lustig N. (1995), Poverty and Inequality in Latin America, Nora Lustig Editor, *The Brookings Institution*, Washington DC.

Onusida (2001), Le point sur l'épidémie du SIDA, Programme commun des Nations Unies sur le VIH/SIDA/Organisation Mondiale de la Santé, Genève, décembre.

Pfefferman G., Webb R. (1983), Poverty and Income Distribution in Brazil, *The Review of Income and Wealth*, series 29, June, pp101-124.

Piketty T. (1994), Inégalités et redistribution: développements théoriques récents, *Revue d'économie politique*, 104 (6), novembre-décembre, pp769-800.

Prasad K.N. (1993), Poverty, Inequality and Unemployment in India, Concept Publishing Compagny, New Dehli.

Psacharopoulos G., Morley S., Fiszbein A., Lee H., Wood W. (1995), Poverty and Income Inequality in Latin America During the 1980s, *The Review of Income and Wealth*, series 41, September, pp245-264.

Rodriguez F. (1998), Evaluation of Poverty Alleviation Programmes: The Lessons Learned, an overview of 38 countries and Area Studies, commissioned by the United Nations Development Programme, mimeo.

Sahn D.E., Dorosh P., Younger S. (1997), Structural Adjustment Reconsidered: Economic Policy and Poverty in Africa, *Cambridge University Press*, Cambridge.

Sala-i-Martin X. (2002), The Disturbing "Rise" of Global Inequality, *NBER Working Paper* n° 8904, April.

Sen A. (1999), Development as freedom, Hardcover.

Wolfson M. (1994), Diverging Inequalities, *The American Economic Review*, vol.84, n°2, pp353-358.

World Bank (1996), Poverty Reduction and the World Bank, Progress and Challenges in the 1990s, Washington D.C.

\_\_\_\_\_ (1998), World Development Indicators, *Oxford University Press*, Washington D.C.

\_\_\_\_\_ (2000), World Development Indicators, CD Rom, Washington.

\_\_\_\_\_ (2000), *World Development Report: Attacking poverty*, *Oxford University Press*, Washington D.C.

\_\_\_\_\_ (2001), *African Development Indicators*, CD-Rom, Washington.

## **PREMIERE PARTIE**

**Croissance, évolution des inégalités de revenu et de la pauvreté monétaire  
dans les pays en développement :  
synthèse de la littérature et analyses empiriques**



## **CHAPITRE 1**

### **Inégalités et croissance : faits stylisés, explications théoriques et validations empiriques\***

\* La partie de ce chapitre concernant les liens théoriques entre croissance et inégalités dans la littérature économique est largement inspirée de la revue de littérature de Cogneau et Guénard (2002).

**INTRODUCTION**

Nous avons vu que, d'un point de vue macro-économique<sup>1</sup>, l'évolution historique des inégalités peut être schématisée par deux constats: une relative stabilité dans le temps à l'intérieur des pays mais des niveaux d'inégalités très différents et croissants entre les différentes régions. En effet, l'inégalité entre les 10% les plus riches et les 10% les plus pauvres d'un même pays est environ deux à trois fois inférieure à l'inégalité des niveaux de vie dans le temps entre la fin du 19<sup>ème</sup> siècle et la fin du 20<sup>ème</sup> et à l'inégalité dans l'espace entre les pays riches et les pays pauvres (Piketty, 1997). Ces écarts sont-ils irréversibles ou se réduiront-ils dans le temps par le biais du processus de croissance et le phénomène de "convergence"? La croissance économique est-elle nécessairement un élément favorable à une meilleure distribution des revenus dans les pays en développement? Dans l'affirmative, existe-t-il un seuil de revenu par tête à partir duquel les inégalités décroissent? Quelle a été la relation entre la pauvreté et les inégalités face à la croissance ?

C'est à ce type de questionnement que la littérature économique sur les liens entre inégalités et croissance tente de répondre. Les faits stylisés indiquent que la plupart des pays occidentaux ont connu une baisse des inégalités au cours du vingtième siècle jusqu'aux années 1970 après une première phase d'augmentation des inégalités de salaires, de revenu et de patrimoine. On peut avancer comme élément explicatif la possibilité de cycles d'évolution des inégalités et de la croissance qui correspondent aux grands bouleversements des révolutions industrielles. On constate également que les inégalités sont plus élevées dans les pays à revenu intermédiaire par rapport aux pays pauvres et aux pays développés (Morrison, 1996). L'expérience des pays de l'Asie de l'Est des années 1960 aux années 1990 montre clairement qu'une forte croissance va de pair avec de faibles inégalités de revenu et même une baisse des inégalités de revenu (Birdsall, Ross et Sabot, 1995). Dans d'autres contextes, la croissance économique ultérieure est-elle ralentie par une distribution initiale plus inégale?

L'étude des liens entre la répartition et la production a une longue tradition qui débute avec les économistes classiques du point de vue théorique, les grandes théories historiques de la production et de l'allocation des ressources étant également des théories de la répartition et de

---

<sup>1</sup> Les analyses et les débats relatifs aux évolutions des inégalités privilégiaient l'approche macro-économique avant que les études micro-économiques ne se développent depuis une trentaine d'années ; les évidences micro-économiques commencent désormais à s'accumuler, notamment sur les imperfections des marchés.

la formation du prix des ressources. Récemment, durant les années 1990, la question des inégalités dans la répartition des revenus et de leurs répercussions sur la croissance a été à nouveau explorée dans la perspective théorique de l'économie politique de la croissance, dans la lignée des « nouvelles théories de la croissance », et est désormais étayée par bon nombre de contributions empiriques. En effet, la disponibilité d'une base de données internationale à couverture large sur les inégalités de revenu, réunie par Deininger et Squire à la Banque Mondiale, a contribué à relancer une série de travaux économétriques. Sur la problématique inégalités-croissance-redistribution, les recherches continuent d'être nombreuses pour appréhender ces liens ambigus dont la compréhension est indispensable à la mise en œuvre de politiques spécifiques.

### ***SECTION I : les liens entre croissance et inégalités dans la littérature économique***

#### **I-1 Croissance, pauvreté et inégalités : faits stylisés**

##### I-1-1 la relation entre croissance et pauvreté

Les principales conclusions des études empiriques récentes (Rodriguez, 1998 ; Bruno, Ravallion et Squire, 1998 ; Deininger et Squire, 1996) montrent que la croissance bénéficie souvent aux pauvres<sup>2</sup>.

Deininger et Squire (1996) trouvent globalement que la croissance bénéficie aux pauvres dans une vaste majorité des cas (87.5%), surtout en raison des modestes changements d'inégalités à l'intérieur des pays, alors qu'une récession heurte souvent les pauvres de manière disproportionnée. L'étude de Morley (1995) sur quelques pays d'Amérique latine<sup>3</sup> à croissance économique soutenue avant et pendant les années 1980 montre qu'il existe une relation inverse entre croissance et pauvreté. Cette relation est également vérifiée dans des pays qui n'ont pas connu de croissance (Chili, 1969-1976) et dans d'autres qui croissent lentement (Argentine, 1970-1980).

Les régressions de Bruno, Ravallion et Squire (1998) effectuées sur 20 pays (1984-1993) montrent qu'une augmentation de 10% dans le niveau de vie moyen entraîne une chute de 20% du nombre de personnes vivant avec moins de un dollar par jour (élasticité de -2.12 de

---

<sup>2</sup> A l'inverse, Foster et Székely (2001) qui montrent que l'effet de la croissance sur les revenus des pauvres n'est pas strictement proportionnel, les gains de revenus étant plus faibles pour les plus pauvres.

l'incidence de pauvreté à la croissance). L'élasticité de  $-3.46$  de la profondeur de pauvreté indique que les gains de la croissance ne sont certainement pas réservés à ceux qui sont proches de la ligne de pauvreté absolue. Les auteurs concluent toutefois «qu'il serait incorrect de dire que la croissance bénéficie toujours aux pauvres, ou qu'aucun pauvre ne perd avec les réformes politiques visant à promouvoir la croissance». Chen et Ravallion (1997) calculent pour leur part une élasticité de la pauvreté à la croissance de  $-2.6$ . L'incidence de l'extrême pauvreté ne semble pas être plus sensible à la croissance du niveau de vie moyen que ne l'est l'incidence de pauvreté. Mais la profondeur de pauvreté est plus sensible à la croissance que ne l'est l'incidence de pauvreté.

Un point intéressant à élucider est de savoir si l'on observe une dissymétrie entre croissance et récession par rapport à leurs effets sur la pauvreté. Il faut en effet certainement distinguer les effets sur la pauvreté d'une croissance régulière par rapport à ceux causés par des périodes d'alternance entre croissance et récession. En d'autres termes, à la suite d'une forte récession, les pauvres sont-ils plus pauvres encore ou bien existe-t-il des phénomènes de rattrapage avec le retour à la croissance? Seraient-ils moins pauvres si la croissance avait été régulière? Compte tenu des connaissances actuelles, on ne peut que partiellement répondre à cet aspect de la question. Les résultats de Morley (1995) suggèrent que l'élasticité de la pauvreté au niveau de revenu est plus grande durant un cycle économique de court terme par rapport à un cycle long. Les périodes de retour à la croissance qui suivent une période de récession ou de crise provoquent une chute très rapide de la pauvreté, comme le prouvent les exemples du retour à la croissance en Costa Rica après 1982, au Brésil entre 1983 et 1986, au Chili entre 1976 et 1982. Dans ce dernier pays, la période 1992-1996 a été caractérisée par une croissance du PIB réel par tête de plus de 30% mais le déclin de la pauvreté a été modéré, l'incidence passant seulement de 20% à 16% sur la période (Londoño et Székely, 1997). Les résultats de Dollar et Kraay (2001) montrent sur un très large échantillon que la relation entre croissance et pauvreté n'est pas différente durant des épisodes de crise (croissance négative) et de croissance « normale » : les phases de croissance et de crises touchent proportionnellement autant les pauvres que les plus riches.

On observe aussi des cas « non conformes » où la croissance est accompagnée d'une baisse du revenu des pauvres et donc d'une augmentation de la pauvreté - c'est le cas du Brésil de 1981 à 1988 et du Guatemala de 1986 à 1989 (Morley, 1995), du Mexique de 1996 à 1998

---

<sup>3</sup> Brésil, Colombie, Mexique et Costa Rica.

(Londoño et Székely, 1997), du Pakistan 1963-1970 et du Soudan 1991-1995 (Rodriguez, 1998). Les évolutions caractérisées par des tendances parallèles entre croissance et pauvreté constituent presque un tiers des pays étudiés par Rodriguez (1998). Une asymétrie intéressante apparaît puisque de nombreux pays ont vu la pauvreté augmenter en période de croissance alors qu'on note une seule exception (l'Ouzbékistan de 1990 à 1995) où la pauvreté a baissé en période de récession économique mais l'auteur précise que les données disponibles sont peu fiables. De façon générale, à cette exception près, il semble qu'il n'y a pas de baisse de la pauvreté pendant une crise.

Il n'existe donc pas de tendance d'un effet distributif positif de la croissance pour ou contre les pauvres pour tous les pays en développement. Pourtant, en général, de plus forts taux de croissance dans le niveau de vie moyen sont associés à de rapides et forts taux de réduction de la pauvreté. L'étude de Deininger et Squire (1996) montre que plus le taux de croissance est élevé, plus rapide est la réduction de la pauvreté. En Indonésie par exemple, le taux de croissance annuel de l'économie a été de l'ordre de 3,7% entre 1970 et 1990 et le revenu réel a été multiplié par trois tandis que le pourcentage de pauvres a baissé de 60% à 15%. Cependant, une croissance modérée mais équitable peut bénéficier plus aux pauvres qu'une croissance explosive mais non maîtrisée donc inéquitable<sup>4</sup>. Pour exemple, la Chine des années 1980 a connu une croissance très rapide mais n'a pas su éradiquer la pauvreté (incidence stable à 14% de la population) et a même vu croître les inégalités (augmentation de 10 points du coefficient de Gini). La pauvreté baisse cependant à partir de 1990 en Chine. A l'inverse, la Tunisie a crû beaucoup plus lentement pendant 35 ans et a réduit son taux de pauvreté de 75%. La croissance est bien une condition nécessaire mais non suffisante pour baisser la pauvreté, ce qui confirme la nécessité « d'orienter » la croissance vers les plus pauvres par des politiques redistributives.

---

<sup>4</sup> Fields (1989) conclut à l'inverse que la pauvreté est d'autant plus susceptible de décroître que la croissance économique est rapide.

I-1-2 Les relations entre croissance, pauvreté et inégalités

L'impact de la croissance économique sur le niveau de pauvreté dépendra, d'une part, de son effet sur le revenu moyen et, d'autre part, de son effet sur l'inégalité. Des mesures de la sensibilité de la pauvreté par rapport à la croissance et à l'inégalité permettent alors de voir si un accroissement de la consommation ou du revenu moyens tend à réduire la pauvreté tandis qu'à l'inverse une augmentation de l'inégalité tend à l'accroître.

Ainsi, on peut avancer deux arguments pour expliquer pourquoi la distribution initiale importe pour la réduction de la pauvreté. Le premier est que de fortes inégalités peuvent entraîner un moindre taux de croissance du revenu moyen et donc un faible taux de réduction de la pauvreté absolue ("induced-growth argument"). Le second argument réside dans le fait que même si la distribution initiale n'a pas de rapport avec le taux de croissance, se pose néanmoins le problème du bénéfice que les pauvres retirent de la croissance ("growth-elasticity argument") : l'augmentation du revenu moyen de la population, à distribution relative des revenus inchangée, conduit à une réduction de la pauvreté ; d'autre part, toute redistribution des revenus en direction des pauvres, sans augmentation du revenu moyen, produit le même effet.

Ravallion (1997) teste ces arguments à partir d'un échantillon de 23 pays en développement. Il conclut que de fortes inégalités initiales tendent à entraîner un plus faible taux de réduction de la pauvreté quel que soit le taux de croissance positif d'une économie et réduisent l'impact négatif d'une récession sur les pauvres. La distribution initiale importe donc dans la part de croissance du revenu moyen qui revient aux pauvres. Les inégalités peuvent être suffisamment élevées pour que la pauvreté augmente malgré de bonnes perspectives de croissance. Par exemple, au Chili, les inégalités ont fortement augmenté sur la période 1992-1996 ce qui explique en partie que malgré une croissance du PIB réel par tête de plus de 30%, le déclin de la pauvreté a été modéré avec une réduction de 20% de la proportion de pauvres (Londoño et Székely, 1997).

Les données transversales utilisées par Birdsall, Ross et Sabot (1995) suggèrent qu'à une augmentation de 10% du coefficient de Gini est associée une augmentation de 40% dans la proportion de la population vivant sous la ligne de pauvreté fixée à un dollar par jour. Les estimations de Dollar et Kraay (2001) sur la base d'une estimation de la pauvreté relative (le

seuil de pauvreté correspondant aux 5% les plus pauvres de la distribution) tendent à montrer qu'en moyenne, la croissance bénéficie dans les mêmes proportions aux différents quintiles de revenu, donc sans déformation de la distribution des revenus, dans la mesure où le revenu des pauvres est équi-proportionnel au revenu moyen: un point supplémentaire de croissance de la consommation par tête réduirait de 2% en moyenne la part de la population vivant en situation de pauvreté monétaire. Cependant, les évolutions observées sur les différentes régions en développement et les pays, sont contrastées tant au niveau du processus de croissance qu'en termes de répercussions sur la répartition des revenus et de vitesse de réduction de la pauvreté. En effet, comme l'a montré formellement Bourguignon (2002), un même taux de croissance a d'autant plus d'effet sur le taux de pauvreté que le niveau de développement est élevé et que l'inégalité des revenus est faible. Les estimations des élasticités effectuées par Cling, De Vreyer, Razafindrakoto et Roubaud (2003) sur quelques pays mettent en évidence cette hétérogénéité : par exemple, le Brésil, avec un PIB par tête en 2000 égal à 7320 dollars en parité de pouvoir d'achat (PPA) et un indice de Gini égal à environ 0.6, peut réduire son taux de pauvreté de 1% lorsque le revenu moyen croît de 1% (soit une élasticité égale à l'unité), alors que la Turquie, avec un PIB par tête égal à 7030 dollars en PPA et un indice de Gini égal à 0.42, peut réduire le taux de pauvreté de 2.3% lorsque le revenu moyen croît de 1% (soit une élasticité égale à 2.3). L'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen est donc d'autant plus importante en valeur absolue que l'inégalité des revenus est faible.

**Tableau n°1: Croissance, inégalités, pauvreté**

	Périodes de croissance (88)		Périodes de récession (7)	
	amélioration	détérioration	amélioration	détérioration
<b>inégalités</b>	45	43	2	5
<b>revenu des pauvres</b> <sup>(a)</sup>	77	11	2	5

*Note:* Une amélioration de la distribution des revenus signifie que le coefficient de Gini a baissé; une détérioration implique une augmentation du coefficient. L'échantillon comprend 95 économies.

(a) Revenu du plus bas quintile.

*Source:* Deininger et Squire (1996)

Le tableau n°1 indique qu'il n'existe *a priori* pas de relation systématique entre la croissance et les variations de l'inégalité. Les périodes de croissance sont associées presque aussi souvent à une augmentation qu'à une diminution des inégalités. En revanche, le revenu des pauvres a augmenté dans la majorité des cas (88%) en période de croissance. On peut en conclure que l'effet positif de la croissance a compensé l'effet inverse des inégalités pour les plus pauvres.

Finalement, à partir de leur base de données, Deininger et Squire (1996) concluent que la

croissance a presque toujours amélioré le revenu des pauvres parce que les changements dans les inégalités sont relativement faibles. Bien que la croissance n'affecte pas la distribution des revenus dans un sens ou un autre, ce sur quoi nous reviendrons, le niveau d'inégalités affecte la croissance. Les pays à fortes inégalités comme beaucoup de pays d'Amérique Latine et d'Afrique ont de faibles taux de croissance et restent inégalitaires, alors que des pays à faibles inégalités comme certains pays d'Asie de l'Est restent égalitaires et atteignent une baisse rapide de la pauvreté par le biais du processus de croissance (Birdsall, Ross et Sabot, 1995).

Ainsi, si la distribution ne change pas dans le temps, la croissance réduit la pauvreté. Mais de modestes changements dans les inégalités peuvent avoir des effets significatifs sur l'incidence ou la profondeur de la pauvreté. La pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des revenus s'accroît au cours du processus de croissance. Pour reprendre l'expression de Bourguignon (2002), la réduction des inégalités génère un « double dividende » : non seulement elle contribue à réduire la pauvreté à travers un pur effet de redistribution, mais de plus cette baisse entraîne une accélération du rythme de réduction de la pauvreté.

### I-1-3 Observation de ces relations dans le contexte africain

Les vingt dernières années ont été, pour les pays d'Afrique subsaharienne, une période marquée par d'importants bouleversements d'origine économique et financière qui ont entraîné une régression quasi systématique du niveau de vie, sinon des conditions de vie des populations. Même si la croissance s'est poursuivie dans la plupart des pays, elle n'a pu compenser l'accroissement démographique et n'a pas bénéficié de façon identique aux différentes catégories de ménages. L'augmentation consécutive de la pauvreté, qui reste une caractéristique majeure du contexte social africain, a été inégale selon les pays et les périodes.

#### *Une croissance globalement insuffisante pour maintenir le niveau de vie*

On dispose de séries chronologiques du produit intérieur brut réel (en parité de pouvoir d'achat) pour la plupart des pays de la région (44 au total<sup>5</sup>) sur l'ensemble de la période de 1980 à 1998 pour mesurer la croissance. Malgré ses insuffisances pour mesurer la richesse réelle<sup>6</sup>, cet indicateur donne une idée générale de l'évolution macro-économique d'un pays.

<sup>5</sup> Nous n'avons pas d'information sur les pays suivants : les Comores, la Namibie, Mayotte et l'Erythrée. Néanmoins, l'échantillon de pays permet de couvrir 99% de la population d'Afrique subsaharienne.

<sup>6</sup> Notamment la création de valeur issue du secteur informel.



En premier lieu, il convient de remarquer que l'évolution du PIB réel, qui retrace la richesse nationale, a été positive entre 1980 et 1998 dans la majorité des pays, soit 39 sur les 44 pour lesquels nous avons des informations<sup>7</sup>. Seuls 5 pays ont connu des taux d'accroissement négatifs : le Sierra Leone dont le PIB a baissé de 1.29% en moyenne par an sur la période, le Congo (-2.07%), Sao Tome et Principe (-0.67%), la Somalie (-1.08%), et le Liberia dont le PIB réel a décliné de 4.5% par an. Près de 23% de la population a ainsi vécu dans des pays à forte croissance (égale ou supérieur à 3% par an), 59% dans des pays à moyenne croissance (comprise entre 1% et 3%) et 6% dans des pays à faible croissance (inférieure strictement à 1% par an), la stagnation et la récession économique ne concernant que 12% de la population.

En termes de croissance du produit national, les deux dernières décennies ont donc été marquées par une très forte hétérogénéité sur le continent africain. De façon générale, les pays qui ont connu une croissance régulière, plus ou moins forte, sont « mieux placés » que ceux qui ont connu de grosses fluctuations, souvent liées aux cours des matières premières ou à des phases de conflits, les phases de décroissance annihilant alors l'effet des phases de croissance.

Cependant, les conclusions deviennent fondamentalement différentes lorsque l'on prend en compte l'accroissement démographique sur la même période pour en déduire l'évolution du PIB réel par habitant<sup>8</sup>. On constate qu'en moyenne, la population a augmenté de 2,72% chaque année pour l'ensemble des pays (avec un écart-type égal à 0.55), alors que le taux de croissance moyen du PIB réel a été de 2,44% (avec un écart-type de 2.38). Il en résulte que l'accroissement de production a été absorbé par un accroissement légèrement supérieur de la population, entraînant une baisse de la richesse par tête moyenne de 0.27% par an sur tout l'échantillon. Dans 27 pays, le PIB par tête a baissé en moyenne annuellement de 1.67%, avec de fortes disparités : -6.85% au Libéria et -0.02% au Kenya. Cependant, dans les 17 autres pays, le PIB par tête a progressé en moyenne de 1.95% par an, soit de 0.1% au Sénégal à plus de 4.5% au Botswana et dans l'Ile Maurice. D'autre part, la croissance de la population varie d'un pays à l'autre allant de 1,1% en moyenne par an, dans le cas des Seychelles, à près de 4% dans celui de la Guinée Equatoriale.

Ainsi, 27 pays sur les 44 ont connu une évolution négative de la croissance par habitant, représentant plus de 60% des pays de l'échantillon et 79% de la population du continent. Sur

<sup>7</sup> Cf. Tableau n° 8 en Annexe.

<sup>8</sup> Cf. Tableau n°8 en Annexe.

une période plus longue, de 1960 à 1998, il apparaît que la richesse moyenne par habitant en Afrique sub-saharienne s'est accrue de seulement 100 dollars en parité de pouvoir d'achat, alors qu'à structure de population constante, le gain aurait été de 148 dollars par tête.

Depuis une vingtaine d'années, le niveau de vie s'est donc dégradé pour une proportion importante de la population alors que la plupart des pays ont connu des phases de croissance sur la période. Ce manque de liaison entre les performances macro-économiques et le vécu des populations se retrouve dans les évolutions de la pauvreté.

L'épidémie de SIDA a eu d'ores et déjà ou devrait avoir (il existe encore trop peu d'études dans ce domaine pour être catégorique) un profond impact sur la croissance, les revenus et la pauvreté. On estime que la croissance annuelle par habitant de la moitié des pays d'Afrique subsaharienne baisse de 0,5% à 1,2% à cause du SIDA. D'ici à 2010, le PIB par habitant dans certains des pays les plus touchés pourrait chuter de 8% et la consommation par habitant tomber plus bas encore. Les calculs des Nations Unies montrent que les pays très affectés pourraient perdre plus de 20% de leur PIB d'ici à 2020. *« Indice des injustices sociales et économiques existantes, l'épidémie entraîne un cycle impitoyable d'appauvrissement. Des individus de toutes les classes de revenus sont vulnérables à l'impact économique du VIH/SIDA, mais les pauvres sont ceux qui souffrent le plus. Un quart des ménages du Botswana, où la prévalence du VIH parmi les adultes est supérieure à 35%, peuvent s'attendre à perdre leur soutien économique au cours des 10 prochaines années. On prévoit une augmentation rapide du nombre des familles très pauvres et indigentes. Le revenu des ménages par habitant dans le quart le plus pauvre des familles pourrait chuter de 13%, et chaque personne salariée dans cette catégorie peut s'attendre à devoir s'occuper de quatre personnes à charge supplémentaires en raison du VIH/SIDA »* (Onusida, 2001)<sup>9</sup>.

*La croissance tend-elle à réduire la pauvreté ? à augmenter les inégalités ?*

Malgré le petit nombre de périodes d'observation, des études menées au cours des années 1990 sur quelques pays africains montrent qu'en période de croissance, la pauvreté a baissé: au Ghana entre 1988 et 1992 (Canagarajah et alii, 1998), en Ethiopie rurale entre 1989 et

---

<sup>9</sup> Concernant l'impact démo-économique du virus et les risques différenciés selon les catégories d'individus (sexe, niveau éducatif etc.), on peut se reporter aux études sur la Côte d'Ivoire de Cogneau et Grimm (2002a et 2002b) qui ont recours aux méthodes de micro-simulation. Ils montrent que parmi les catégories les plus touchées par le virus, on trouve des individus éduqués, et que le SIDA touche les moins pauvres des pauvres.

1995 (Dercon, 2001), en Tanzanie rurale entre 1983 et 1991 (Ferreira, 1996), en Ouganda entre 1992 et 1997 (Appleton et alii, 1999). Symétriquement, une augmentation de la pauvreté a pu être constatée durant des phases de décroissance du PIB par tête comme en Côte d'Ivoire entre 1985 et 1998, au Bénin entre 1986 et 1996, au Cameroun de 1987 à 1994, mais aussi au Malawi (1990-1993), au Mali (1988-1994), au Zimbabwe (1991-1995) (Rodriguez, 1998).

Par contre, aucune situation de diminution de la pauvreté en période de récession n'a pu être constatée en Afrique, une diminution de la pauvreté sans création de richesses demeurant relativement illusoire. On observe cependant des augmentations de la pauvreté en période de faible croissance (Côte d'Ivoire 1993-1995, Tanzanie 1993-1995), mais aussi, plus rarement (on ne dispose que de peu d'exemples), en période de plus forte croissance : au Soudan entre 1991 et 1996 (Rodriguez, 1998), au Nigeria entre 1988 et 1996 (Aigbokhan, 1998). Il semble donc qu'il existe bien une relation entre la croissance et la diminution de la pauvreté, mais on ne peut pas affirmer qu'elle est systématique.

Nous avons vu que la croissance est jugée bénéfique pour les pauvres (« pro-poor growth ») si elle se caractérise par une élasticité élevée entre la croissance et la réduction de la pauvreté. L'étude de Lachaud (1996) sur plusieurs capitales africaines montre que d'une part, la valeur absolue des élasticités de la pauvreté calculées par rapport aux revenus par tête est légèrement inférieure à l'unité, pour toutes les mesures de la pauvreté (incidence, profondeur et intensité) et quelque soit la ligne de pauvreté retenue, dans trois capitales (Ouagadougou, Yaoundé et Abidjan): par exemple, à Yaoundé (1990-1991), un accroissement du revenu moyen de 1% induit, toutes choses égales par ailleurs, une réduction de l'incidence de pauvreté de 0.75%. Dans les deux autres capitales étudiées, Bamako (1991) et Conakry (1991-1992), la sensibilité de la pauvreté à la croissance économique est comprise entre -1 et -1.8, indiquant une forte probabilité de l'augmentation de la pauvreté dans le cas où la croissance économique serait négative, mais une réduction forte inversement. Au niveau national cependant, les élasticités (en valeur absolue) sont sensiblement supérieures à l'unité en Mauritanie (1989-1990) et au Burkina Faso (1994-1995), indiquant que les mesures de pauvreté sont susceptibles de diminuer à un rythme supérieur à celui du taux de croissance du niveau de vie. L'auteur met également en évidence le fait que les mesures de pauvreté sont plus sensibles à la variation des inégalités de revenu qu'à la variation des revenus moyens<sup>10</sup>.

La décomposition de la pauvreté selon les milieux rural et urbain montre que, quelle que soit la ligne de pauvreté prise en considération, les élasticités tendent à être plus élevées en milieu urbain que dans les zones rurales, indiquant que la réduction de la pauvreté rurale implique davantage de croissance économique que la réduction de la pauvreté urbaine (Lachaud, 1996).

Le caractère « pro-pauvres » de la croissance est donc d'autant plus bénéfique que celle-ci est forte et que le niveau de revenu moyen de départ est lui-même élevé, puisque que la masse de revenus à redistribuer vers les pauvres est alors nécessairement élevée. Pour Cling *et alii* (2003), c'est ce qui explique que la croissance ait si peu d'effet pour l'Afrique sub-saharienne dans la mesure où les prévisions de croissance à l'horizon 2015 pour cette zone géographique sont nettement inférieures à celles des autres zones (+1.3% en moyenne annuelle contre 3.7% sur l'ensemble des pays en développement ou en transition). Le faible niveau de développement initial et un niveau élevé d'inégalités de revenus confèrent à cette région une faible valeur moyenne de l'élasticité du taux de pauvreté au revenu moyen : 1.1 en 2000 contre 2.2 pour l'Asie du Sud et de l'Est, et même 3.1 pour l'Asie Centrale et l'Europe de l'Est.

Par ailleurs, pour un même niveau de vie moyen, nous avons vu que ce sont les pays dans lesquels les inégalités sont les plus faibles qui parviendront avec le plus de rapidité à réduire la pauvreté. Cling *et alii* (2003) illustrent ce propos par la comparaison de plusieurs pays africains : par exemple, bien que partant d'un niveau de revenu environ 15% inférieur à celui de la République Centrafricaine<sup>11</sup>, le Burkina Faso peut néanmoins espérer réduire son taux de pauvreté absolue de 57.8% en 1990 à 46.4% en 2015 sous l'hypothèse que la croissance du revenu moyen entre ces deux dates est identique à celle qu'a connu le pays durant les années 1990 (soit 1.7% en moyenne par an) ; en comparaison, la République Centrafricaine, avec un taux de croissance moyen annuel de 0.1%, ne connaîtrait pas de décroissance de son taux de pauvreté qui se maintiendrait à 65.9%. Cette divergence de résultats sur la pauvreté tient aux rythmes de croissance du revenu différents mais surtout à des niveaux d'inégalités au départ très distincts : les coefficients de Gini de ces deux pays sont égaux à 0.482 pour le Burkina Faso et à 0.613 pour la République Centrafricaine respectivement en 1994 et 1993.

---

<sup>10</sup> Un résultat analogue a été mis en évidence pour la Côte d'Ivoire en 1985 (Kakwani, 1993).

<sup>11</sup> 1020 US\$ de PIB par tête en PPA base 1993 pour le Burkina Faso en 2000 et 1210 US\$ pour la République Centrafricaine.

Pour conclure sur ce point, les quelques études de cas africaines viennent invalider le résultat général de Dollar et Kraay (2001) : même si la croissance est globalement bénéfique pour les pauvres, la modification consécutive de la distribution des revenus entre quintiles et entre régions ne peut être ignorée. Pour les pays africains pour lesquels les inégalités sont mesurées à au moins deux périodes suffisamment espacées dans le temps, dans certains où le revenu par tête a augmenté, les inégalités ont augmenté (Seychelles 1978-1984), dans d'autres elles ont baissé (Ile Maurice 1980-1991). Dans des pays qui ont connu une quasi stagnation du revenu par tête, les inégalités ont baissé (Ghana 1989-1997, Mauritanie 1988-1995, Tanzanie 1977-1993). Dans des pays où le revenu par habitant a chuté, les inégalités ont augmenté (Nigeria 1986-1997, Zambie 1991-1996) à l'exception de la Côte d'Ivoire où elles ont baissé (de 1985 à 1988).

En ce qui concerne l'influence des inégalités sur la pauvreté, le cas de la Côte d'Ivoire entre 1985 et 1988 est riche d'enseignement. Il montre que l'augmentation de la pauvreté est essentiellement le résultat de la baisse du PIB par tête, la réduction des inégalités ayant plutôt eu pour effet de contribuer à la réduction de la pauvreté, et surtout de l'extrême pauvreté. Ainsi s'il n'y avait pas eu de croissance négative, la pauvreté aurait baissé de 20%, et l'extrême pauvreté de 40%, par le fait de la réduction des inégalités. Cet effet est plus marqué chez les producteurs de cultures d'exportation et dans les villes moyennes que dans la région la plus pauvre, la Savane, qui fut la seule à connaître un accroissement des inégalités (Grootaert, 1996). De même, à Madagascar de 1962 à 1980, l'augmentation de la pauvreté rurale est essentiellement due à l'augmentation des inégalités dans la distribution des revenus ruraux, alors que la croissance de la pauvreté urbaine résulte des médiocres performances en termes de croissance (Essama-Nssah, 1997). Dans le cas du Ghana, l'accentuation de l'écart des revenus rural et urbain aurait contribué à amoindrir la réduction de la pauvreté entre 1990 et 1994 ; le PIB rural par tête aurait diminué de 0.4% par an sur cette période alors que le PIB urbain par tête aurait augmenté annuellement de 1.9% sur la même période (Lachaud, 1996).

Ces quelques observations suffisent à confirmer qu'il n'existe *a priori* pas plus de relation systématique entre la croissance et l'évolution des inégalités de revenu au niveau du continent africain que sur un spectre plus large de pays. Néanmoins, la croissance et les inégalités entretiennent des liens de causalité réciproque qui méritent d'être approfondis à l'aune des nombreux travaux de recherche menés à la suite de ceux de Simon Kuznets.

## I-2 L'évidence empirique des liens de causalité entre croissance et inégalités : la courbe de Kuznets

Les travaux empiriques sur les inégalités, qu'ils soient menés de manière transversale dans une optique comparative ou qu'ils soient fondés sur des données longitudinales, plus rarement de panel, ont entre autres objectifs de déterminer la relation entre croissance et distribution du revenu. Ce n'est qu'à partir de la Seconde Guerre Mondiale que les économistes peuvent s'appuyer sur des mesures des inégalités de salaires et de revenus. Depuis les années 1960 et jusqu'au début des années 1990, de nombreux articles ont dès lors été consacrés à cette relation de causalité allant de la croissance vers les inégalités, dans la lignée des travaux de Kaldor (1956) et de Kuznets (1955). La longue tradition de ce type d'analyse a fait émerger un certain nombre de résultats controversés dont le principal réside dans l'existence ou non de la relation de Kuznets selon laquelle les inégalités devraient croître avec l'augmentation des revenus aux premiers stades du développement puis décroître à des niveaux de revenu par tête plus élevés.

Bien que cette relation établie par Kuznets semble avoir été confirmée sur la période 1970-1980 sur des données transversales réunies sur les pays en développement (Adelman et Morris, 1973 ; Ahluwalia, 1976 ; Papanek et Kyn 1986<sup>12</sup>), elle ne repose pas sur des bases solides. La série temporelle américaine (1913-1948) utilisée par Kuznets dans son article de 1953 confirme que le déclin des inégalités n'est pas un processus linéaire et continu : la part de revenu des ménages appartenant au haut de la distribution (les 1% les plus riches) a baissé durant la Première Guerre Mondiale, puis s'est redressé dans les années 1920 avant de chuter à nouveau durant la crise des années 1930 et la Seconde Guerre Mondiale. Dans son article de 1955, l'auteur explique tout d'abord cette évolution par les chocs subis par les détenteurs de capitaux durant la période 1914-1945 et mentionne l'impact dynamique d'une taxation progressive sur l'accumulation du capital et les inégalités de revenu pour expliquer l'évolution de cette série<sup>13</sup>. En revanche, pour expliquer l'évolution des séries temporelles utilisées dans son article de 1955 concernant l'Allemagne, la Grande Bretagne et les Etats-Unis, Kuznets avance l'argument plus connu d'un mécanisme endogène de déclin des

<sup>12</sup> Voir également les travaux de Weisskoff (1970) pour l'Argentine et le Mexique, Fishlow (1972) pour le Brésil, Ahluwalia (1974) pour 18 pays, Fields (1980) qui présentent des résultats sur le changement des inégalités dans le temps.

<sup>13</sup> Cet argument est proche de celui avancé par Piketty (2001) pour expliquer l'évolution des inégalités de revenus en France sur la même période, et aux Etats-Unis (Piketty et Saez, 2003).

inégalités dans les pays capitalistes développés reposant sur le dualisme entre deux secteurs à productivités différentes. Il indique que l'inégalité suit une courbe en « U inversé » au cours du processus de développement: dans la première phase, les inégalités croissent avec l'industrialisation et l'urbanisation des populations agricoles, puis elles se stabilisent au cours d'une période transitoire pour enfin baisser à mesure que la croissance s'accélère. Notons néanmoins qu'il ne fournit pas d'évidence empirique pour confirmer cette théorie ; il conclut lui-même que « *this is perhaps 5% empirical information and 95% speculation, some of it possibly tainted by wishful thinking* ». Comme le mentionne Piketty (2001), « *it is important to recall that the theory of the « Kuznets curve » is not supported by Kuznets' series* ».

L'existence de cette relation est désormais en partie remise en cause. L'étude la plus connue et la plus influente<sup>14</sup> est celle d'Ahluwalia (1976) sur des données concernant 60 pays développés ou en développement, avec un sous-échantillon de 40 pays en développement. L'estimation de la relation inégalité-développement est de la forme:

$$I = a_0 + a_1[\log Y] + a_2[\log Y]^2 + a_3D + e$$

où I, l'indice d'inégalité, est la part de revenu des ménages appartenant aux deux derniers quintiles, et les variables explicatives sont le logarithme du PIB par tête, le carré du logarithme du PIB par tête et D, une variable dichotomique pour les pays socialistes puisque les données montrent que dans les 6 pays socialistes de l'échantillon, la part de revenu des 40% les plus pauvres est plus élevée que dans les autres pays.

L'existence d'une telle courbe disparaît avec la prise en compte de la spécificité latino-américaine (Fishlow, 1996). Sur les données en coupe transversale, Deininger et Squire (1998) mettent également en évidence une relation en U inversé qui disparaît lorsque des indicatrices régionales sont introduites. Cela suggère que le résultat initial est influencé par la présence dans l'échantillon de pays latino-américains à moyens revenus caractérisés par des inégalités relativement élevées et explique que les études antérieures confirment la relation de Kuznets.

---

<sup>14</sup> Dans la mesure où ses estimations ont été utilisées pour des projections sur les inégalités et la pauvreté par Ahluwalia, Carter et Chenery (1979) ou encore les rapports de la Banque Mondiale (1978, 1979, 1980).

Ainsi, la sensibilité des estimations aux formes fonctionnelles testées et à la composition des échantillons est progressivement apparue (Anand et Kanbur, 1993a<sup>15</sup> et 1993b). Sur données transversales, la courbe témoigne toutefois d'une certaine résistance, une fois contrôlé l'effet d'autres variables démographiques, de capital humain ou de dualisme (Barro, 1999 ; Higgins et Williamson, 1999 ; Bourguignon et Morrisson, 1998). Elle passe toutefois plus difficilement l'épreuve des données longitudinales.

Le très grand nombre d'observations contenues dans la base de données de Deininger et Squire (1996) permet en effet d'appréhender les relations du type de celle de Kuznets de façon longitudinale, de manière plus satisfaisante que par l'utilisation de données en coupe transversale, comme le font la plupart des études empiriques qui testent cette relation. Les résultats empiriques récents (Fields et Jakobson, 1994 ; Li, Squire et Zou, 1998, Dollar et Kraay, 2001) sur de larges échantillons de pays sur longue période donnent peu de crédit à l'existence d'une relation en forme de U inversé entre le niveau de revenu et les inégalités : pour Deininger et Squire (1996), la relation de Kuznets n'est pas vérifiée dans 90% des cas qu'ils ont étudié ; pour Lundberg et Squire (2001), sur les 49 pays étudiés, la courbe de Kuznets n'est confirmée que sur 8 pays, 11 pays présentant plutôt une courbe de Kuznets inversée et 30 pays (soit plus de 60% de leur échantillon) confirmant l'absence d'une telle relation. Ces résultats laissent ouverte la question de l'existence d'une loi de Kuznets spécifique à chaque pays. Ils mettent également en évidence le fait que la méthode transversale n'est pas satisfaisante pour tester la relation de Kuznets au niveau d'un pays. Une étude sur de longues séries de données (au moins une soixantaine d'années) apparaît plus satisfaisante, ce qui n'est possible que pour un petit échantillon de pays, dans lequel les pays développés seraient sur-représentés<sup>16</sup>.

A partir des années 1990, la disparition de cette « loi d'airain des inégalités » a orienté l'intérêt des économistes vers la relation de causalité inverse, allant des inégalités vers la croissance. C'est en effet en 1991 qu'apparaît un nouveau fait stylisé issu de l'économétrie de la croissance : les inégalités seraient un frein à la croissance (Persson et Tabellini, 1994 ;

---

<sup>15</sup> Anand et Kanbur (1993a) formalisent la relation de Kuznets et la testent sur 60 pays développés ou en développement sur la base des données utilisées par Ahluwalia (1976) pour finalement la rejeter. Ils montrent que tous les pays ne suivent pas le même processus de Kuznets.

<sup>16</sup> Parmi les pays en développement ou en transition, seule l'Inde dispose de données statistiques sur les inégalités depuis 1950.



Alesina et Rodrik 1994)<sup>17</sup> ou encore la faiblesse des inégalités influencerait positivement la croissance (Birdsall, Ross et Sabot, 1995)<sup>18</sup>. D'autres études mettent en évidence une relation négative entre les inégalités « initiales » et la croissance de long terme (Bourguignon, 1993; Clarke, 1995 ; Perotti, 1996; Galor et Zang, 1997). De nombreux modèles théoriques ont été élaborés pour rendre compte de cette régularité, dont la robustesse fut un court moment considérée comme éprouvée (cf. en particulier Clarke, 1995). Pourtant, comme pour la courbe de Kuznets, la « nouvelle courbe » révéla bien vite sa fragilité, même sur données transversales (Fishlow, 1996 ; Barro, 1999). Par exemple, Barro (1999) montre que l'impact des inégalités sur la croissance varie selon le niveau de revenu initial: il apparaît plutôt négatif pour les pays pauvres et plutôt positif chez les pays riches.

La sensibilité des résultats au type d'échantillon retenu est particulièrement étudiée par Cogneau et Guénard (2002)<sup>19</sup>. Comme dans l'article de Bourguignon (1993), les tests économétriques ont porté sur un ensemble de relations théoriquement envisageables entre les inégalités et la croissance, en examinant quelques uns des canaux par lesquels cette relation pourrait transiter. En particulier, l'impact des inégalités sur l'investissement physique et humain a été testé. Concernant l'impact des inégalités sur la croissance, comme chez Fishlow (1996) et Forbes (2000), le lien de causalité apparaît positif sur l'échantillon le plus restreint<sup>20</sup>, contrairement à la plupart des résultats antérieurs, obtenus sur d'autres bases de données. Ce lien apparaît en différences premières, et non en niveau, et l'ordre de grandeur de l'effet est assez conséquent : 1 point supplémentaire d'indice de Gini engendre en moyenne entre 0.20 et

---

<sup>17</sup> Les résultats concomitants mais néanmoins indépendants de Persson et Tabellini (1994) et Alesina et Rodrik (1994) ont mis en évidence un lien négatif entre inégalités initiales et croissance. Persson et Tabellini considèrent deux échantillons distincts de pays: 9 pays développés entre 1830 et 1985 avec des sous-périodes de 20 ans, puis 56 pays développés ou non au cours de la période 1960-1985. La relation négative entre inégalités initiales et croissance apparaît robuste pour les deux échantillons, même si l'indicateur d'inégalité n'est pas identique (part de revenu des 20% les plus riches dans le premier échantillon, part de revenu du troisième quintile dans le second groupe de pays). De plus, la relation n'est valable que pour les démocraties dans ce second groupe de pays. A l'inverse, pour Alesina et Rodrik, la dummy pour les démocraties n'est jamais significative, ce qui invalide l'hypothèse selon laquelle la relation entre inégalités et croissance est différente pour les démocraties et les régimes non démocratiques.

<sup>18</sup> Deininger et Squire (1996) contestent ces résultats qui reposent selon eux sur des données d'une qualité douteuse. La relation négative entre inégalités de revenu et croissance disparaît si, par exemple, les régressions de Persson et Tabellini sont effectuées sur seulement 18 des 25 observations de « haute qualité » contenues dans l'échantillon. Fishlow (1996) infirme également leurs résultats sur des données plus récentes.

<sup>19</sup> Pour des développements plus complets sur les biais économétriques dus au type d'échantillon retenu, se reporter à Cogneau et Guénard (2002).

<sup>20</sup> Cet échantillon est limité aux pays pour lesquels on dispose des variations de l'indice de Gini pour deux périodes quinquennales successives, soit trois indices de Gini successifs. Il se réduit à 92 points et 37 pays, parmi lesquels 21 sont des pays en développement et 16 des pays développés ou en transition. Par sa taille et sa composition, cet échantillon est très proche de ceux des auteurs qui ont travaillé sur la dimension longitudinale de la base de Deininger et Squire (Forbes, 2000 et Banerjee et Duflo, 2000a).

0.3 points de croissance supplémentaire du produit par tête. Une variation d'un écart-type intertemporel (égal à 3.0) augmente donc la croissance de la période suivante de 0.6 à 0.9 points, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat peut être dû à la spécificité de l'échantillon. En effet, le signe de la causalité est renversé lorsqu'on considère un plus large échantillon<sup>21</sup>: les inégalités apparaissent nuisibles à la croissance jusqu'à un certain niveau de l'indice de Gini, estimé autour de 0.457.

Enfin, même si la littérature empirique récente a plutôt délaissé la courbe de Kuznets, un test longitudinal de la relation de causalité allant de la croissance et des variables de développement vers les inégalités a été effectué. Dans les régressions transversales, le signe des coefficients confirme la forme en U inversé même si l'effet d'hystérésis introduit (coefficient de Gini retardé) écrase la significativité de l'effet quadratique du PIB par habitant. En revanche, la dimension temporelle des données ne corrobore que la seconde partie de la courbe de Kuznets, c'est-à-dire une baisse des inégalités accompagnant la croissance économique, le point de retournement de la parabole se situant au bout de l'échantillon, c'est-à-dire autour du niveau du PIB par habitant des États-Unis d'Amérique au début des années 1990. L'absence de pays très pauvres dans l'échantillon restreint utilisé pourrait expliquer que la première branche de la véritable courbe de Kuznets en U inversé ne puisse être identifiée. Ce travail nous a permis de conclure à l'absence d'une relation robuste allant des inégalités de revenu vers la croissance du produit par tête ou vers l'investissement, physique et humain, une relation de causalité inverse, conforme à la philosophie de la courbe de Kuznets, paraissant mieux assise (Cogneau et Guénard, 2002).

La plupart des travaux empiriques recensés concluent de manière univoque à une relation négative entre croissance et inégalités, à l'exception notable de Forbes (2000)<sup>22</sup> dont l'analyse longitudinale semble mettre à jour une relation opposée, c'est-à-dire des inégalités favorables à la croissance. Néanmoins, la méthodologie utilisée pour mettre en évidence cette relation positive est vivement critiquée par Banerjee et Duflo (2000b) qui insistent sur le caractère non linéaire de la relation et pour qui c'est la variation des inégalités, quel que soit son signe, qui semble avoir un impact négatif sur la croissance. Aghion, Caroli et García-Peñalosa (1999)

---

<sup>21</sup> Cet échantillon comprend 90 pays dont 67 sont des pays en développement et 23 des pays développés ou en transition. Ce panel de base est non-cylindrique et inclut 387 points, dont 252 correspondent à une donnée manquante pour la variation de l'indice de Gini, et 135 points à une donnée exploitable qui permet l'identification de l'effet des inégalités dans les estimations en différences premières. Ces 135 points sont fournis par 52 pays sur les 90 du panel de base, 32 étant des pays en développement et 20 des pays développés ou en transition.

consacrent également une note aux résultats de Forbes (2000) et la critiquent sur trois points : la faiblesse des écarts type de son estimation GMM rendent les coefficients peu fiables ; la spécification retardée de son modèle, à savoir que les inégalités observées aujourd'hui affecteraient la croissance dans cinq ans, est trop ad hoc ; enfin, la restriction de l'échantillon aux données de bonne qualité selon les critères de Deininger et Squire (1996) n'est pas justifiée si l'on considère justifiée la critique de ce critère de sélection par Atkinson et Brandolini (2001)<sup>23</sup>.

Des fondements théoriques différents sont avancés pour expliquer cette relation négative entre croissance et inégalités.

### **I-3 Les différentes explications théoriques à l'existence d'une telle relation**

Il s'agit ici d'énoncer les vecteurs par lesquels une répartition initialement inégale des actifs ou du revenu peut influencer la croissance ultérieure sans prétendre pour autant fournir une liste exhaustive tant les explications potentielles dans ce domaine sont nombreuses et font toujours l'objet des pistes de recherche les plus récentes<sup>24</sup>.

Plusieurs modèles théoriques se rattachent à l'existence d'une courbe de Kuznets, à commencer par le modèle de Lewis (1954) de migration intersectorielle. Des modèles théoriques continuent de s'inspirer de cette courbe (par exemple Galor et Tsiddon, 1997 ; Dahan et Tsiddon, 1998).

Une première série de modèles théoriques met l'accent sur la mobilité sociale, en se concentrant sur les comportements d'accumulation et d'héritage et repose sur une hypothèse centrale d'imperfection des marchés du crédit, que ce soit pour le financement des projets d'investissement matériel ou de la scolarisation (Loury, 1981 ; Banerjee et Newman, 1993 ; Aghion et Bolton, 1997 ; Piketty, 1997 ; Galor et Zang, 1997). La croissance économique est déterminée par l'accumulation du capital physique et humain, ce qui suppose que les individus soient en mesure de s'approprier les fruits de leurs efforts. Compte tenu des

---

<sup>22</sup> Mais également de Li et Zou (1998).

<sup>23</sup> Cf. note 30 infra.

<sup>24</sup> On pourra par exemple se référer à Bourguignon (1996, 1998) ou encore Piketty (1994) pour une synthèse plus complète sur le plan théorique.

nombreuses imperfections du marché, une contrainte de financement s'impose aux individus dépourvus d'actifs et implique une relation négative entre les inégalités et l'investissement, physique ou humain selon les cas. L'accès au crédit est limité pour les ménages pauvres qui sont contraints d'investir moins dans le capital humain de leurs enfants par exemple (Galor et Zeira, 1993, Perotti, 1996). Ainsi, moins l'économie est inégalitaire, plus la contrainte financière est assouplie et permet aux individus de financer l'accumulation de leur propre capital, en actifs physiques ou humains, ce qui favorise la croissance. Ainsi, ces modèles proposent une formalisation de la persistance des inégalités au cours du temps et fournissent des arguments à la thèse selon laquelle un niveau trop élevé d'inégalités est dynamiquement inefficace, c'est-à-dire nuisible à la croissance globale, en réduisant les possibilités d'investissement. *A contrario*, on peut considérer que la croissance est le fait du progrès technique et de l'accumulation du capital physique, deux facteurs favorisés par l'existence d'une classe riche capable d'épargner et donc d'investir. Dans une telle hypothèse, développée par Kaldor (1956), tirant la conséquence d'une relation positive entre le taux d'épargne des ménages et leur revenu, l'existence d'inégalités favoriserait l'accumulation du capital donc la croissance.

Une seconde série de modèles est centrée sur l'économie politique fondée sur la théorie de l'électeur médian. Les deux premiers sont ceux de Persson et Tabellini (1994) et Alesina et Rodrik (1994) qui postulent un mécanisme par lequel des inégalités trop élevées induisent des conflits distributifs entre agents donc une demande de redistribution, par le biais de transferts par exemple, génératrice de distorsions fiscales nuisibles au processus de croissance<sup>25</sup>.

Cette explication implique également que les pays connaissant les plus fortes inégalités devraient aussi disposer d'institutions redistributrices les plus développées, ce qui n'est pas vérifié (Rodriguez, 1998 ; Benabou, 1996). Une explication alternative serait que les inégalités dans la distribution des revenus impliquent une concentration de pouvoirs dans les mains des plus riches qui sont en mesure d'influencer les politiques dans leur sens, en particulier vers des activités de rente qui laissent peu de ressources pour l'accumulation de capital. Elle est confirmée par le fait que les pays à croissance faible et lente tendent à être

---

<sup>25</sup> Ce résultat est valable uniquement pour les démocraties selon leurs estimations. Cet argument est infirmé empiriquement par Benabou (1996) et Perotti (1993 et 1996) qui ne trouvent pas de lien significatif entre les inégalités et les transferts aux fins de redistribution, ou plus précisément entre le niveau des inégalités et le ratio dépenses sociales/PIB.

caractérisés non seulement par de plus hauts niveaux d'inégalités mais également par une forte corruption qui influence négativement la croissance (Mauro, 1995). Dans le même ordre d'idées, la corrélation entre un niveau élevé d'inégalités et des situations d'instabilité politique est testée par Perotti (1994 et 1996). Banerjee et Duflo (2000a) proposent un modèle où les opportunités de croissance sont plus ou moins efficacement exploitées, selon l'intensité des conflits distributifs qu'elles soulèvent. Économétriquement, ils concluent à l'existence d'une relation non-linéaire entre la variation des inégalités et la croissance postérieure. Enfin des modèles combinent des mécanismes d'économie politique - selon différentes variantes de l'électeur médian - et les imperfections du marché du crédit (Perotti, 1993 ; Saint-Paul et Verdier, 1993 ; Bourguignon et Verdier, 2000 ; Lee et Roemer, 1997). Les résultats de ces modèles sont plus complexes et n'ont pas connu jusqu'à présent de corroboration empirique.

D'autres arguments ont été avancés pour rendre compte du lien négatif entre inégalités et croissance. Murphy, Schleifer et Vishny (1989) proposent une explication originale par des effets de taille de marché en présence de rendements d'échelle croissants. Ils supposent qu'il existe un continuum de produits, du produit de première nécessité au produit de luxe, lesquels sont demandés par les ménages à mesure que leurs revenus augmentent. Or des économies d'échelle ou une baisse des coûts fixes apparaissent à partir d'un certain volume de production et de demande intérieure. L'existence de rendements d'échelle au niveau des biens de consommation courante sur le marché intérieur stimule la croissance. Au contraire, la plupart des biens importés par les pays en développement sont des biens supérieurs qui n'existent pas dans la production locale et sont consommés par les ménages des tranches supérieures de revenu. Aussi, une économie inégalitaire favorise l'importation de ces produits. Par contre, on attend d'une meilleure distribution des revenus le développement du marché intérieur et une orientation de la consommation des ménages vers des produits locaux. Grâce au phénomène de rendements d'échelle sur ces produits, la croissance doit être favorisée. Une distribution plus égalitaire stimule alors la croissance.

Les mécanismes d'externalité locale et de distribution de la population ont été particulièrement explorés par Benabou (1994 et 1996) et Durlauf (1994 et 1996). L'impact des inégalités sur la fécondité a été également considéré, dans la suite du modèle de Becker, Murphy et Tamura (1990). En effet, il y a des raisons de penser que la fécondité dépend négativement des inégalités dans la mesure où l'arbitrage entre le nombre d'enfants et l'éducation de ces enfants fait intervenir le rendement de la scolarité, et ainsi, indirectement,

les inégalités de revenu entre qualifiés et non qualifiés. Perotti (1996) constate un lien positif entre les inégalités et la fécondité, qui pourrait expliquer comment les inégalités pèsent sur la croissance, en retardant la transition démographique.

Une extension intéressante du modèle de base du salaire d'efficience où les travailleurs ont un accès différent à des revenus alternatifs, par exemple s'ils détiennent ou non de la terre ou tout autre patrimoine productif, a été développée par Dasgupta et Ray (1987)<sup>26</sup>. L'argument principal est que le coût minimum d'une unité de travail efficace est relativement élevé pour le travail offert par un individu qui ne détient pas de capital productif (un paysan sans terre par exemple) relativement à celui offert par un individu qui a accès à une autre forme de revenu (tiré de l'exploitation des terres ou d'une rente), de telle sorte que ce dernier peut se vendre moins cher que le premier sur le marché du travail<sup>27</sup>. Dès lors, les moins bien dotés en capital productif qui n'ont pas de source de diversification de leurs revenus sont rationnés en travail et par conséquent chômeurs involontaires. Une meilleure répartition du patrimoine productif, par exemple à la suite d'une réforme agraire, pourrait diminuer les mécanismes de rationnement sur le marché du travail et augmenter le niveau de production global. De moindres inégalités de « patrimoine » sont donc susceptibles d'engendrer une plus forte croissance.

Enfin, le modèle de Maoz et Moav (1999)<sup>28</sup> inscrit la mobilité intergénérationnelle dans le cadre d'un équilibre sur le marché du travail en l'absence de marché du crédit pour l'éducation, ce qui suppose que les individus sont pourvus de capacités intrinsèques pour la réussite de leur apprentissage scolaire qui influencent le coût de leur éducation. La mobilité sociale des parents vers les enfants est soit descendante, soit ascendante, ce qui dans ce dernier cas favorise la croissance à travers l'accumulation de capital humain. En sens inverse, la croissance des revenus augmente la mobilité sociale en levant les contraintes de liquidités des plus pauvres dans leurs choix d'éducation, mais s'accompagne également d'une réduction des rendements de l'éducation. Une redistribution des revenus des travailleurs qualifiés vers les travailleurs non-qualifiés a deux effets contradictoires sur la croissance : elle diminue les rendements de l'éducation et décourage l'investissement en capital humain d'un côté, mais

---

<sup>26</sup> Ce modèle est présenté succinctement par Bardhan et Udry (1999).

<sup>27</sup> Le coût minimum d'une unité de travail efficace est également élevé pour un individu largement doté en capital productif (un grand propriétaire terrien par exemple) dont les sources de revenu alternatives maintiennent les coûts d'opportunité du travail élevés.

<sup>28</sup> Cette présentation est inspirée de la synthèse de Cogneau (2002) et reprend les principaux arguments des

elle permet à certains des plus pauvres d'éduquer leurs enfants de l'autre. Ce dernier effet domine au premier stade du développement. Le taux de croissance suit une courbe en U inversé comme la courbe de Kuznets, en fonction de l'écart de salaires entre qualifiés et non-qualifiés.

On voit ainsi que la littérature théorique propose une grande variété de spécifications testables, et que la littérature empirique correspondante a obtenu des résultats pour le moins contrastés. Reste la possibilité qu'il existe, dans chaque pays, une relation entre inégalité et développement différente et que le processus n'opère pas dans certains d'entre eux. Seule l'utilisation de données micro-économiques longitudinales peut permettre de répondre à cette question.

## ***SECTION II : les inégalités et la croissance : une relation introuvable ?***

### **II-1 Retour sur la courbe de Kuznets en coupe transversale**

Afin de revenir sur l'estimation de la courbe de Kuznets, nous avons eu recours à la base de données internationale WIID de l'année 2000<sup>29</sup> pour l'indice d'inégalité de Gini. Les informations contenues dans cette base récente ont fait l'objet d'une attention toute particulière en termes de qualité. Afin de permettre une analyse comparative satisfaisante sur un grand nombre de pays, nous n'avons retenu que les informations de « haute qualité » (critère OKIN) selon les critères des concepteurs de la base : les observations *a priori* sans incohérences proviennent uniquement d'enquêtes sur les ménages, qui ont une couverture nationale et couvrent le plus grand nombre de sources de revenus ou de dépenses. Il existe néanmoins des limites inhérentes aux données disponibles concernant les inégalités de revenu qui restent encore aujourd'hui particulièrement lacunaires et de qualité diverse<sup>30</sup>. Les sources des autres variables utilisées figurent au Tableau n°5 en Annexe.

---

auteurs cités.

<sup>29</sup> WIID: World Income Inequality Database, UNU/WIDER-UNDP, version 1.0, 12 septembre 2000. Cette base de données recueillies par la *United Nations University* du *World Institute for Development Economics Research* (Finlande, Helsinki) est plus complète que la base de Deininger et Squire (1996) qui constitue la moitié de l'échantillon WIID.

<sup>30</sup> Les données considérées comme de haute qualité par Deininger et Squire ne sont pas exemptes de critiques, même pour les pays de l'OCDE (cf. Atkinson et Brandolini, 2001). La série de la France connaît par exemple une rupture en 1975. Nous reviendrons ultérieurement sur la qualité des données, notamment africaines.

On dispose alors d'indices d'inégalités pour 126 pays développés ou en développement, parmi lesquels 105 pays ont plusieurs points dans le temps. Néanmoins, nous ne disposons du PIB par tête en parité de pouvoir d'achat que pour 122 pays<sup>31</sup>. L'échantillon comprend ainsi 122 pays<sup>32</sup> dont 31 pays d'Afrique subsaharienne, 18 pays d'Asie du Sud et de l'Est, 22 pays d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, 9 pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient, 22 pays d'Amérique latine et 20 pays développés à hauts revenus d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie. La période couvre les années 1960 à 1998. L'indice de Gini de la base internationale a été calculé sur la base de la consommation ou du revenu (net ou brut), des ménages ou des individus selon la méthodologie propre à chaque enquête. Une correction de l'indice de Gini a donc dû être effectuée pour tenir compte des différences méthodologiques<sup>33</sup>: la régression simple du coefficient de Gini sur les différentes modalités méthodologiques indique que la modalité « Ménages » a un effet moyen de +5.37 et que la modalité « Revenu » a un effet moyen de -6.25, lesquels ont été respectivement retranché et ajouté au coefficient de Gini pour les observations correspondantes.

L'analyse en coupe instantanée (MCO) sur le coefficient de Gini le plus récent de chaque pays met en évidence l'absence de relation significative entre les inégalités et le PIB par tête. Une courbe en U non significative apparaît en régressant le coefficient de Gini sur le PIB par tête et le PIB par tête au carré ; elle change de sens (courbe en U inversé) lorsque l'on introduit les indicatrices régionales dans la régression mais reste non significative (cf. Tableau n°2). Les dummies régionales sont statistiquement différentes les unes des autres, à l'exception des dummies latino-américaine et africaine. Les coefficients significatifs indiquent que, toutes choses égales par ailleurs, l'Amérique latine est la région la plus inégalitaire, suivie de très près par l'Afrique subsaharienne, ce que l'on peut également constater sur la Figure n°1 en Annexe, les points correspondants au coefficient de Gini par pays étant concentrés à droite sur l'axe des abscisses<sup>34</sup>. La prise en compte des dummies décennales (années 1970, 1980, 1990) qui ne sont pas très significatives fait disparaître l'effet

<sup>31</sup> Les quatre pays pour lesquels l'information est manquante étant la Croatie, la Macédoine, la Mongolie et la Slovénie.

<sup>32</sup> Voir Tableau n°6 en Annexe.

<sup>33</sup> Le même type de correction est préconisé par Deininger et Squire (1996) ou encore Forbes (2000) et Banerjee et Duflo (2000a).

<sup>34</sup> On constate également sur cette figure la forte hétérogénéité du continent africain, tant en termes de PIB par tête que par rapport aux inégalités. Cette caractéristique a déjà été évoquée en introduction générale.



négalatif du terme quadratique du PIB par tête et ne modifie pas les dummies régionales de manière significative<sup>35</sup>.

**Tableau n°2 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini (a).**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini						
<b>Constante</b>	44.50 (1.64)	33.76 (4.23)	21.20 (9.31)	20.63 (9.33)	15.47 (9.79)	9.31 (13.11)	9.41 (13.83)
<b>PIB par tête</b>	-0.53 (0.39)	0.085 (0.415)	-0.146 (0.428)	-0.429 (0.52)	-0.358 (0.52)	-0.15 (0.59)	-0.153 (0.63)
<b>(PIB par tête)<sup>2</sup></b>	0.009 (0.01)	-0.000 (0.014)	0.007 (0.014)	0.010 (0.015)	0.014 (0.015)	0.009 (0.017)	0.010 (0.017)
<b>Indicatrices régionales</b>							
⇒ Afrique subsaharienne		13.107*** (4.04)	12.15*** (4.07)	11.86*** (4.09)	13.54*** (4.18)	13.30*** (4.21)	13.18*** (4.49)
⇒ Asie du Sud et de l'Est		5.12 (3.68)	4.13 (3.72)	4.06 (3.73)	5.98 (3.88)	6.80 (4.06)	6.77 (4.31)
⇒ Europe de l'Est et Asie Centrale		2.067 (3.73)	1.79 (3.75)	0.36 (4.04)	0.83 (4.02)	1.71 (4.22)	1.83 (4.27)
⇒ Afrique du Nord et Moyen Orient		3.337 (4.34)	2.74 (4.33)	1.17 (4.63)	2.25 (4.65)	1.85 (4.69)	1.59 (4.91)
⇒ Amérique latine		14.21*** (3.65)	13.34*** (3.65)	11.90*** (3.95)	12.68*** (3.95)	12.66*** (3.96)	12.73*** (4.09)
⇒ Pays développés		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Indicatrices décennales</b>							
⇒ 1970			21.34** (9.88)	22.00** (9.91)	18.39* (10.08)	17.32 (10.22)	17.27* (10.37)
⇒ 1980			15.54 (8.72)*	15.28 (8.73)*	13.09 (8.77)	12.24 (8.87)	12.14 (8.97)
⇒ 1990			13.77 (8.50)	13.21 (8.52)	11.47 (8.52)	10.81 (8.59)	10.80 (8.68)
<b>Taux d'urbanisation</b>				0.065 (0.068)	0.33* (0.18)	0.377** (0.18)	0.379* (0.19)
<b>Taux d'urbanisation<sup>2</sup></b>					-0.002 (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.003* (0.001)
<b>Ratio de dépendance</b>						6.45 (9.12)	6.55 (9.25)
<b>Variable de dualisme</b>							-0.177 (2.99)
⇒ Dummy « donnée manquante »							1.34 (4.86)
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.04	0.265	0.279	0.279	0.29	0.286	0.273
<b>Nombre d'observations</b>	122	122	122	122	122	122	122

(a) Sur l'échantillon le plus large (WIID).

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

*Source* : Nos propres estimations.

L'«effet Kuznets» n'apparaît pas non plus avec l'introduction dans les régressions de la variable «taux d'urbanisation», par ailleurs plus conforme à l'hypothèse de Kuznets selon laquelle les individus migrent du secteur rural à bas revenus et caractérisé par de faibles inégalités vers le secteur urbain où le revenu moyen et les inégalités sont plus élevés. Le taux d'urbanisation élevé au carré a, de manière surprenante, un effet égalitaire mais dont la significativité n'est pas assurée. Deux autres variables de structure sont introduites dans cette équation de Kuznets «augmentée», à savoir le ratio de dépendance, à l'instar de Higgins et

<sup>35</sup> D'après les tests de Wald effectués sur les indicatrices régionales.

Williamson (1999) qui considèrent la structure par âge de la population, et la variable de dualisme appréhendée par la productivité relative de l'agriculture par rapport aux secteurs industriel et de services<sup>36</sup> comme chez Bourguignon et Morrisson (1998) ; elles sont non significatives. Reste que le pouvoir explicatif du modèle est assez faible, puisque environ 75% de la variance des coefficients de Gini ne sont pas appréhendés par les variables prises en compte dans ce modèle de Kuznets « augmenté ».

La même analyse a été menée sur un échantillon restreint à la base de « haute qualité » de Deininger et Squire (1996)<sup>37</sup> qui comprend 110 pays : 30 pays d'Afrique subsaharienne, 16 pays d'Asie du Sud et de l'Est, 16 pays d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, 7 pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient, 21 pays d'Amérique latine et 20 pays développés à hauts revenus d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie. La courbe de Kuznets n'est pas non plus validée sur cet échantillon et les autres variables ne sont pas significatives. Les indicatrices régionales concernant l'Amérique latine et l'Afrique subsaharienne ne sont pas distinctes statistiquement mais sont significatives au seuil de 1%. Par contre, sur cet échantillon restreint, le pouvoir explicatif du modèle est plus satisfaisant puisque 40% de la variance est cette fois expliquée par les variables considérées.

En coupe instantanée, il n'est donc pas possible de mettre en évidence une courbe de Kuznets robuste.

## **II-2 La courbe de Kuznets existe-t-elle sur des données longitudinales ?**

La dimension longitudinale des données pour tester la courbe de Kuznets est relativement limitée pour certaines zones géographiques. Elle repose sur le même échantillon de pays, soit un panel non-cylindré comprenant 747 points qui couvre la même période que précédemment: 37 points pour les pays d'Afrique subsaharienne, 137 points pour les pays d'Asie du Sud et de l'Est, 139 points pour les pays d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, 19 points pour les pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient, 106 points pour les pays d'Amérique latine et 309 points pour les pays développés à hauts revenus d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie. L'Afrique du Nord et du Sud du Sahara est donc sous-représentée dans cet échantillon et les

---

<sup>36</sup> Cette variable requiert la mobilisation de plusieurs informations (parts de la population active agricole et de la valeur ajoutée générée par le secteur primaire) qui sont parfois inconnues pour certains pays. Aussi, une indicatrice de « points manquants » a été introduite dans les régressions afin de ne pas restreindre l'échantillon de départ mais de néanmoins pouvoir tester cette variable.

<sup>37</sup> Le choix de ce critère de qualité est préconisé par Atkinson et Brandolini (2001) et Sala-i-Martin (2002).

pays les plus pauvres en sont quasiment absents. La variance intertemporelle exploitable est de surcroît très inférieure à la variance inter-individuelle.

La régression MCO en différences premières du coefficient de Gini sur le PIB par tête et le PIB par tête élevé au carré met cette fois en évidence l'existence d'une courbe en U significative (cf. Tableau n°3). Le point de retournement de cette courbe se situe à un niveau de PIB par tête en parité de pouvoir d'achat compris entre 19 300 US\$ et 21 100 US\$, ce qui correspond au niveau de revenu des pays développés comme l'Australie, la Belgique, la Suède, la Finlande dans la décennie 1990, ou encore à celui des États-Unis durant les années 1970. Le PIB par tête élevé au cube est très significativement positivement corrélé au coefficient de Gini et confirme le caractère non linéaire de la relation entre croissance et inégalités. La prise en compte des spécificités régionales (dummies régionales non significatives et identiques statistiquement) ne remet pas en cause la significativité des coefficients sur le PIB par tête. Il en est de même après l'introduction d'indicatrices décennales. Les variables additionnelles –taux d'urbanisation, ratio de dépendance – ne changent pas ce résultat et sont non significatives. Notons que l'effet du taux d'urbanisation va dans le même sens que celui du PIB par tête. Enfin, la variable de dualisme est fortement et positivement corrélée au coefficient de Gini, indiquant que les pays dont les différentiels de productivité sont élevés entre le secteur primaire et les autres secteurs sont ceux qui connaissent les plus fortes inégalités de revenu, ce qui corrobore l'hypothèse de Kuznets.

L'échantillon restreint aux données de Deininger et Squire (1996) comprend cette fois 508 observations dont 20 points sur 9 pays d'Afrique subsaharienne, 106 points sur 12 pays d'Asie du Sud et de l'Est, 74 points sur 9 pays d'Europe de l'Est et d'Asie Centrale, 13 points sur 5 pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient, 84 points sur 15 pays d'Amérique latine et 211 points sur 19 pays développés à hauts revenus d'Europe, d'Amérique du Nord et d'Asie. Les pays les plus pauvres y sont par conséquent peu représentés<sup>38</sup>. Par ailleurs, la décennie 1990 est moins complètement renseignée que dans l'échantillon plus large : seulement 119 points concernent cette période (contre 310 auparavant) dont 12 entre 1995 et 1997 (au lieu de 228

---

<sup>38</sup> Sont absents de cet échantillon les pays suivants : Arménie, Azerbaïdjan, Burundi, Géorgie, Israël, Cambodge, Macédoine, Mongolie, Papouasie Nouvelle Guinée, Paraguay, Tadjikistan, Turkménistan, Ouzbékistan, Yémen ; par ailleurs, certains points jugés de mauvaise qualité sont éliminés, avec pour conséquences l'augmentation du nombre de pays pour lesquels nous n'avons qu'un seul point de référence et leur élimination de l'analyse longitudinale : il s'agit du Burkina Faso, de la République Centrafricaine, de l'Algérie, de l'Équateur, de l'Éthiopie, de la Guinée, de la Guyane, du Kazakhstan, du Kenya, de la Kirghizie, de la Lettonie, de la Moldavie, du Niger, du Népal, du Rwanda, du Sénégal, du Sierra Leone, du Salvador, du Vietnam et de l'Afrique du Sud.

dans l'échantillon précédent entre 1995 et 1998). Sur cet échantillon réduit, seule la seconde partie de la courbe de Kuznets est véritablement validée, l'effet quadratique sur le PIB par tête n'étant pas significatif. Le PIB par tête élevé au cube n'est plus que faiblement significatif (au seuil de 10%) et la variable de dualisme est également moins significative sur cet échantillon. En revanche, le taux d'urbanisation devient faiblement significatif et renforce la validité de la seconde partie de la courbe de Kuznets, les inégalités décroissants avec le taux d'urbanisation. Le taux d'urbanisation élevé au carré est cette fois positivement corrélé aux inégalités au seuil de 5%, ce qui va dans le sens d'une augmentation des inégalités au cours du processus de développement comme le suggère Kuznets. Ces estimations montrent encore une fois combien l'existence de la courbe de Kuznets est sensible au type d'échantillon retenu, même avec un modèle simple.

**Tableau n°3 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini, en différences premières <sup>(a)</sup>**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini						
<b>Constante</b>	0.611 (0.216)	0.20 (0.345)	0.16 (0.35)	0.149 (0.35)	0.12 (0.35)	0.124 (0.35)	0.257 (0.364)
<b>PIB par tête</b>	-3.13*** (0.44)	-3.16*** (0.458)	-3.26*** (0.47)	-3.43*** (0.48)	-3.47*** (0.48)	-3.47*** (0.48)	-3.808*** (0.49)
<b>(PIB par tête)<sup>2</sup></b>	0.078*** (0.014)	0.08*** (0.014)	0.085*** (0.014)	0.088*** (0.015)	0.087*** (0.015)	0.087*** (0.015)	0.094*** (0.015)
<b>Indicatrices régionales</b>							
⇒ Afrique subsaharienne		0.33 (0.97)	0.333 (0.983)	0.027 (1.003)	0.32 (1.03)	0.20 (1.04)	-0.005 (1.02)
⇒ Asie du Sud et de l'Est		0.76 (0.57)	0.74 (0.58)	0.62 (0.58)	0.75 (0.59)	0.728 (0.605)	0.629 (0.605)
⇒ Europe de l'Est et Asie Centrale		0.688 (0.59)	0.68 (0.59)	0.55 (0.59)	0.49 (0.59)	0.503 (0.60)	0.428 (0.611)
⇒ Afrique du Nord et Moyen Orient		-0.05 (1.32)	-0.137 (1.35)	-0.506 (0.37)	-0.62 (1.37)	-0.716 (1.417)	-1.65 (1.46)
⇒ Amérique latine		0.719 (0.63)	0.697 (0.644)	0.49 (0.65)	0.35 (0.668)	0.30 (0.69)	0.057 (0.694)
⇒ Pays développés		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Indicatrices décennales</b>							
⇒ 1970			0.90 (0.97)	0.51 (0.99)	0.61 (0.99)	0.688 (1.00)	0.211 (1.10)
⇒ 1980			1.17 (1.25)	0.42 (1.34)	0.57 (1.35)	0.558 (1.35)	-0.38 (1.43)
⇒ 1990			1.02 (1.51)	0.051 (1.64)	0.20 (1.64)	0.23 (1.65)	-0.55 (1.71)
<b>Taux d'urbanisation</b>				0.187 (0.12)	-0.144 (0.318)	-0.159 (0.318)	-0.103 (0.356)
<b>Taux d'urbanisation<sup>2</sup></b>					0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.003 (0.003)
<b>Ratio de dépendance</b>						-2.60 (7.28)	-10.34 (8.02)
<b>Variable de dualisme</b>							7.02*** (1.74)
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.062	0.059	0.0568	0.0585	0.0588	0.0573	0.0841
<b>Nombre d'observations</b>	747	747	747	747	747	747	684

(a) Sur l'échantillon le plus large (WIID).

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

*Source* : Nos propres estimations.

### II-3 La courbe de Kuznets existe-t-elle sur des données uniquement africaines ?

L'absence de relation systématique entre inégalités et croissance précédemment évoquée a d'ores et déjà été mise en évidence sur des données uniquement africaines, l'existence d'une relation de type Kuznets entre croissance et inégalités se trouvant infirmée (Fields, 1998 ; Milanovic, 2003). Parmi les quatre pays africains (Tanzanie, Nigeria, Madagascar et Zambie) pour lesquels Milanovic dispose d'indices de Gini sur les quatre dernières décennies, seul Madagascar présente une relation positive entre revenu et inégalités, la baisse des inégalités ayant été accompagnée d'une baisse du PIB réel par tête. Cependant, cette double évolution doit être interprétée comme un changement macro-économique « régressif » qui a aidé à la baisse des inégalités plutôt que comme un processus « à la Kuznets » qui relève bien plus de modifications structurelles de l'économie (même si par ailleurs le pays en a connues).

Nos propres estimations sur un échantillon africain<sup>39</sup> confirment que la courbe de Kuznets n'est pas validée au niveau transversal, même dans sa version « élargie »<sup>40</sup> (cf. Tableau n°4).

**Tableau n°4 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini					
	En niveau			En différence première		
<b>Constante</b>	44.92 (3.72)	43.61 (9.66)	29.24 (11.85)	0.64 (1.04)	0.42 (1.35)	0.42 (1.37)
<b>PIB par tête</b>	1.21 (2.60)	-1.4 (3.65)	-0.51 (3.50)	14.69* (7.46)	11.73 (8.55)	10.99 (8.88)
<b>(PIB par tête)<sup>2</sup></b>	-0.040 (0.19)	0.118 (0.27)	0.06 (0.25)	-0.70 * (0.37)	-0.54 (0.41)	-0.51 (0.43)
<b>Indicatrices décennales</b>						
⇒ 1970		Ref.	Ref.		Ref.	Ref.
⇒ 1980		1.06 (10.92)	-0.58 (10.42)		-2.65 (4.97)	-3.27 (5.29)
⇒ 1990		-3.09 (9.40)	-4.50 (8.96)		-4.75 (5.95)	-5.27 (6.19)
<b>Taux d'urbanisation</b>		0.24 (0.21)	1.54 ** (0.70)		0.35 (0.45)	0.63 (0.87)
<b>Taux d'urbanisation<sup>2</sup></b>			-0.02 * (0.01)			-0.004 (0.011)
<b>R<sup>2</sup></b>	0.0418	0.0964	0.2162	0.103	0.128	0.132
<b>Nombre d'observations</b>	31	31	31	37	37	37

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5%, \*\*\* significatif au seuil de 1%.

*Source* : Nos propres estimations.

Néanmoins, les variables d'urbanisation sont significatives et mettent en évidence une relation non linéaire qui correspond à l'idée de Kuznets selon laquelle les inégalités croissent puis

<sup>39</sup> Les coefficients de Gini de cet échantillon uniquement africain figurent dans le Tableau n° 7 en Annexe.

<sup>40</sup> Dans ce modèle « élargi », le ratio de dépendance et la variable indiquant le caractère plus ou moins dualiste des économies ne sont pas présentés dans les régressions car elles sont non significatives.

décroissent à mesure que le niveau de développement, approché ici par le taux d'urbanisation, augmente. Cependant, en analyse longitudinale (différences premières), la courbe de Kuznets devient faiblement significative au seuil de 10% mais disparaît avec l'introduction des dummies décennales. De plus, le taux d'urbanisation n'est plus significativement corrélé aux inégalités. De même qu'en analyse transversale, le ratio de dépendance et la variable de dualisme ne sont pas significatifs.

## ***CONCLUSION***

A la suite de nombreux auteurs, comme en témoigne la revue de littérature empirique de la première section, ce chapitre revient sur la relation entre inégalités et croissance en mobilisant les données disponibles les plus récentes au niveau international. Les dimensions transversale et longitudinale prises en compte ainsi que les tests effectués sur des échantillons différents semblent montrer à quel point l'existence d'une relation causale robuste est difficile à mettre en évidence au niveau macroéconomique.

Au regard de la littérature recensée, la distribution des revenus semble affecter la croissance plus que la croissance n'affecte la distribution. Ces observations suggèrent que les caractéristiques structurelles initiales spécifiques aux différentes régions jouent un rôle important dans l'analyse dynamique et pourraient avoir été à la source de la relation négative entre croissance et inégalités mise en évidence par la majorité de la littérature empirique antérieure. Ce chapitre suggère que si ces résultats sur la relation croissance-inégalités sont contradictoires, c'est aussi parce qu'ils laissent de côté les liens entre les inégalités et le processus de développement économique de long terme. Par ailleurs, même si la croissance peut être "bonne pour les pauvres", si l'on croit l'assertion de Dollar et Kraay (2001), elle n'est vraisemblablement pas suffisante. Au mieux, elle diminue légèrement les inégalités et de manière décroissante au fur et à mesure du processus de développement (Cogneau et Guénard, 2002). Les mécanismes économiques qui déterminent à la fois le niveau de long terme des inégalités et leur évolution dans le temps ainsi que les spécificités régionales à cet égard restent néanmoins mal connus et font l'objet des chapitres suivants.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Adelman I., Morris C.T. (1973), *Economic Growth and Social Equity in Developing Countries*, *Stanford University Press*, California.

Aghion P., Bolton P. (1997), A Theory of Trickle-Down Growth and Development, *Review of Economic Studies*, vol.64, Issue 2, pp151-172.

Aghion P., Caroli E., García-Peñalosa C. (1999), Inequality and Economic Growth : The Perspective of the New Growth Theories, *Journal of Economic Literature*, vol. n°37, December, pp1615-1660.

Ahluwalia M. S. (1974), Income Inequality: Some Dimensions of the Problem, in *Redistribution with Growth*, H.B. Chenery *et alii* (eds.), *Oxford University Press*, London.

Ahluwalia M. S. (1976), Inequality, Poverty and Development, *Journal of Development Economics*, vol.3, Issue 4, pp307-342.

Ahluwalia M., Carter N., Chenery H. (1979), Growth and Poverty in *Developing Countries*, in *Structural Change and Development Policy*, H.B. Chenery (eds.), *Oxford University Press*, New York.

Alesina A., Rodrik D. (1994), Distributive Politics and Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, Issue 2, May, pp465-490.

Anand S., Kanbur S.M.R. (1993a), The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship, *Journal of Development Economics*, vol.40, Issue 1, pp25-52.

Anand S., Kanbur S.M.R. (1993b), Inequality and development, A critique, *Journal of Development Economics*, vol.41, Issue 1, pp19-43.

Aigbokhan B.E. (1998), Poverty, Growth and Inequality in Nigeria, A case study, paper presented to the African Economic Research Consortium Bi-Annual Workshop, Nairobi, May.

Appleton S., Emwanu T., Kagugube J., Muwonge J. (1999), Changes in poverty in Uganda, 1992-1997, *Centre for the Study of African Economies*, Working Paper n°99.22, Oxford University, May.

Atkinson A.B., Brandolini A. (2001), Promise and Pitfalls in the use of “Secondary” Data-Sets: Income Inequality in OECD Countries as a Case Study, *Journal of Economic Literature*, vol. n°39, n°3, September, pp771-799.

Banerjee A.V., Newman A.F. (1993), Occupational Choice and the Process of Development, *Journal of Political Economy*, vol.101, Issue 2, April, pp274-298.

Banerjee A.V., Duflo E. (2000a), Inequality and Growth: What Can the Data Say? *NBER Working Paper n° 7793*.

Banerjee A.V., Duflo E. (2000b), A reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth: Comment, *MIT Working Paper*.

Bardhan P., Ydry C. (1999), *Development Microeconomics*, Oxford University Press.

Barro R. J. (1999), Inequality, growth and investment, *NBER Working Paper n° 7038*.

Becker G.S., Murphy K.M., Tamura R. (1990), Human capital, Fertility and Economic Growth, *Journal of Political Economy*, vol.98, Issue 5, October, pp 12-37.

Benabou R. (1994), Human Capital, Inequality and Growth: a Local Perspective, *The European Economic Review*, vol.38, Issues 3-4, April, pp817-826.

Benabou R. (1996), Inequality and Growth, *NBER Working Paper n° 5658*.

Birdsall N., Ross D., Sabot R. (1995), Inequality and Growth Reconsidered: Lessons From East Asia, *The World Bank Economic Review*, vol.9, n°3, pp347-508.

Bourguignon F. (1993), Croissance, distribution et ressources humaines: comparaison internationale et spécificités régionales, *Revue d'économie du développement*, vol.4, pp3-35.

Bourguignon F. (1996), Equity and Economic Growth: Permanent questions and changing answers?, *Document de travail DELTA-EHESS n°96/15*, August.

Bourguignon F. (2002), The Growth Elasticity of Poverty Reduction: Explaining Heterogeneity across Countries and Time Periods, *Document de travail DELTA*, n°2002-03, Février.

Bourguignon F., Morrisson C. (1998), Inequality and Development: The Role of Dualism, *Journal of Development Economics*, vol.57, Issue 2, pp233-257.

Bourguignon F., Verdier T. (2000), Oligarchy, Democracy, Inequality and Growth, *Journal of Development Economics*, vol. 62, Issue 2, pp285-313.

Bruno M., Ravallion M., Squire L. (1998), Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues, in *Income Distribution and High Quality Growth*, Tanzi V. and Chu K.Y. ed., MIT Press, Cambridge, Massachusetts.

Canagarajah S., Mazumdar D., Ye X. (1998), The Structure and Determinants of Inequality and Poverty Reduction in Ghana, 1988-1992, *The World Bank*, mimeo, October.

Chen S., Ravallion M. (1997), What can new survey data tell us about recent changes in distribution and poverty?, *World Bank Economic Review*, vol.11, n°2, pp357-382.

Clarke George R.G. (1995), More Evidence On Income Distribution and Growth, *Journal of Development Economics*, vol.47, Issue 2, pp403-427.

Cling J-P., De Vreyer P., Razafindrakoto M., Roubaud F. (2003), La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté: le rôle des inégalités, *Revue Française d'Economie*, à paraître.



Cogneau D. (2002), Pauvreté, inégalité des conditions et inégalité des chances, dans *Les nouvelles stratégies internationales de lutte contre la pauvreté*, sous la direction de Cling J.P., Razafindrakoto M. et Roubaud F., *Economica*.

Cogneau D., Grimm M. (2002a), The distribution of AIDS over the population in Africa: Hypothesis building from individual answers to a Demographic and Health Survey with application to Côte d'Ivoire, *Document de travail DIAL n°2002/02*, 49p.

Cogneau D., Grimm M. (2002b), AIDS and Income Distribution in Africa; A Micro-simulation Study for Côte d'Ivoire, *Document de travail DIAL n°2002/15*, 41 p.

Cogneau D., Guénard C. (2002), Les inégalités et la croissance : une relation introuvable, *Document de travail DIAL n°2002/03*, Janvier, 26 p.

Dahan M., Tsiddon D. (1998), Demographic Transition, Income Distribution, and Economic Growth, *Journal of Economic Growth*, vol. 3, Issue 1, pp29-52

Dasgupta P., Ray D. (1987), Inequality as a Determinant of Malnutrition and Unemployment: Theory, *The Economic Journal*, vol.97, Issue 1, pp177-188..

Deininger K., Squire L. (1996), A New Data Set Measuring Income Inequality, *The World Bank Economic Review*, vol.10,n°3, pp565-591.

Deininger K., Squire L. (1998), New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth, *Journal of Development Economics*, vol.57, Issue 2, pp259-287.

Dercon S. (2001), Economic reform, Growth and the Poor: Evidence from Rural Ethiopia", *Centre for the Study of African Economies*, Working Paper n°2001-8, May.

Dollar D., Kraay A. (2001), Growth is good for the poor, Policy Research Working Paper n°2587, *The World Bank*, April.

Durlauf S.N. (1994), Spillovers, stratification and inequality, *The European Economic Review*, vol.38, Issues 3-4, April, pp836-845.

Durlauf S.N. (1996), A theory of persistent inequality, *Journal of Economic Growth*, vol.1, Issue 1, pp75-93.

Essama-Nssah B. (1997), "Impact of Growth and Distribution on Poverty in Madagascar", *The Review of Income and Wealth*, series 43, March, pp.239-252.

Ferreira L. (1996), Poverty and Inequality During Structural Adjustment in Rural Tanzania, World Bank Working Paper n°1641, August.

Fields G.S. (1980), Poverty, Inequality and Development, *Cambridge University Press*, Cambridge.

Fields G.S. (1989), Changes In Poverty and Inequality in Developing Countries, *The World Bank Research Observer*, vol.4, n°2, pp167-185.

Fields G.S. (1998), Dynamics of Poverty, Inequality and Economic Well-Being: African Economic Growth in Comparative Perspective, paper presented to the African Economic Research Consortium Bi-Annual Workshop, Nairobi, May.

Fields G.S., Jakubson G.H (1994), New evidence on the Kuznets Curve, *Cornell University Working Paper*, mimeo.

Fishlow A. (1972), Brazilian Size Distribution of Income, *The American Economic Review*, vol.62, Issue 2, May, pp391-402.

Fishlow A. (1996), Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand?, in Bruno M., B. Pleskovic (ed.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 1995*, The World Bank.

Forbes K.J. (2000), A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth, *The American Economic Review*, vol. n°90, n°4, pp869-887.

Foster J., Székely M. (2001), Is Economic Growth Good for the Poor?, *Inter-American Bank for Development*, mimeo, June.

Galor O., Tsiddon D. (1997), The Distribution of Human Capital and Economic Growth, *Journal of Economic Growth*, vol. 2, Issue 1, pp93-124

Galor O., Zeira J. (1993), Income distribution and macroeconomics, *Review of Economic Studies*, vol.60, Issue 1, pp35-52.

Galor O., Zang H. (1997), Fertility, income distribution, and economic growth: Theory and cross country evidence, *Japan and the World Economy*, 9, pp197-229.

Grootaert C., 1996, Réformes économiques et analyse de la pauvreté: l'expérience de la Côte d'Ivoire, L'Harmattan, Paris, 239 p.

Higgins M., Williamson J.G. (1999), Explaining Inequality the World Around: Cohort Size, Kuznets Curves and Openness, mimeo, 44 p.

Kakwani N. (1993), Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire, *The Review of Income and Wealth*, Series 39, June, pp121-139.

Kaldor N. (1956), Alternative Theories of Distribution, *Review of Economic Studies*, vol. 23, Issue 2, pp94-100.

Kuznets S. (1955), Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, vol. 45, Issue 1, March, pp1-28.

Lachaud J.-P. (1996), Croissance économique, pauvreté et inégalité des revenus en Afrique sub-saharienne: analyse comparative, *Document de travail n°11 du Centre d'économie du développement*, Université Montesquieu-Bordeaux IV.

Lee W., J. Roemer (1997), Income Distribution, Redistributive Politics and Economic Growth, *Journal of Economic Growth*, vol.3, Issue 3, pp217-240.

Lewis A. (1954), Economic Development with Unlimited Supplies of Labor, *Manchester School of Economic and Social Studies*, pp139-192.

Li H., Zou H. (1998), Income Inequality is not harmful for growth: Theory and evidence, *Review of Development Economics*, vol.2, Issue 3, pp 318-334.

Li H., Squire L., Zou H. (1998), Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality, *The Economic Journal*, vol. 108, n° 446, January, pp26-43.

Londoño J.L., Székely M. (1997), Distributional Surprises after a Decade of Reforms: Latin America in the Nineties, *Inter-American Development Bank Working Paper* n°352, August.

Loury G. (1981), Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings, *Econometrica*, 49, pp843-867.

Lundberg M., Squire L. (2001), The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality, Mimeo, *The World Bank*, April.

Maoz Y.D., Moav O. (1999), Intergenerational mobility and the process of development, *The Economic Journal*, vol. 109, n°458, October, pp677-697.

Mauro P. (1995), Corruption and Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.110, Issue 3, pp681-712.

Milanovic B. (2003), Is inequality in Africa really different?, *World Bank*, mimeo, May.

Morley S.A. (1995), Structural Adjustment and Determinants of Poverty in Latin America, in *Coping with Austerity: Poverty and Inequality in Latin America*, Nora Lustig editor, *The Brookings Institution*, Washington DC.

Morrisson C. (1996), La répartition des revenus, Thémis, Paris.

Murphy K.M., Shleifer A., Vishny R. (1989), Income Distribution, Market Size and Industrialization, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.104, pp537-564.

Onusida (2001), Le point sur l'épidémie du SIDA, Programme commun des Nations Unies sur le VIH/SIDA/Organisation Mondiale de la Santé, Genève, décembre.

Papanek G., Kyn O. (1986), The effect on income distribution of development, the growth rate and economic strategy, *Journal of Development Economics*, vol. 23, Issue 1, pp55-65.

Perotti R. (1993), Political equilibrium, income distribution and growth, *Review of Economics Studies*, vol. 60, Issue 4, October pp755-776.

Perotti R. (1994), Income Distribution and Investment, *The European Economic Review*, vol.38, Issues 3-4, April, pp827-835.

Perotti R. (1996), Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say, *Journal of Economic Growth*, vol.1, pp149-185.

Persson T., Tabellini G. (1994), Is Inequality Harmful for Growth?, *The American Economic Review*, vol.84, Issue 3, pp600-620.

Piketty T. (1994), Inégalités et redistribution: développements théoriques récents, *Revue d'économie politique*, 34, novembre-décembre, pp769-800.

Piketty T. (1997), The Dynamics of Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing, *Review of Economics Studies*, vol.64, Issue 2, pp173-189.

Piketty T. (2001), Income Inequality in France, 1901-1998, *CEPR Discussion Paper* n° 2876, July.

Piketty T., Saez E. (2003), Income Inequality in the United States, 1913-1998, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.118, Issue 1, February, pp1-41.

Ravallion M. (1997), Can High-Inequality Developing Countries Escape Absolute Poverty?, *World Bank Working Paper* n°1775.

Rodriguez F. (1998), Evaluation of Poverty Alleviation Programmes: The Lessons Learned, an overview of 38 countries and Area Studies, commissioned by the United Nations Development Programme, mimeo.

Saint-Paul G., Verdier T. (1993), Education, democracy and growth, *Journal of Development Economics*, vol.42, Issue 2, pp399-407.

Sala-i-Martin X. (2002), The Disturbing “Rise” of Global Inequality, *NBER Working Paper* n° 8904, April.

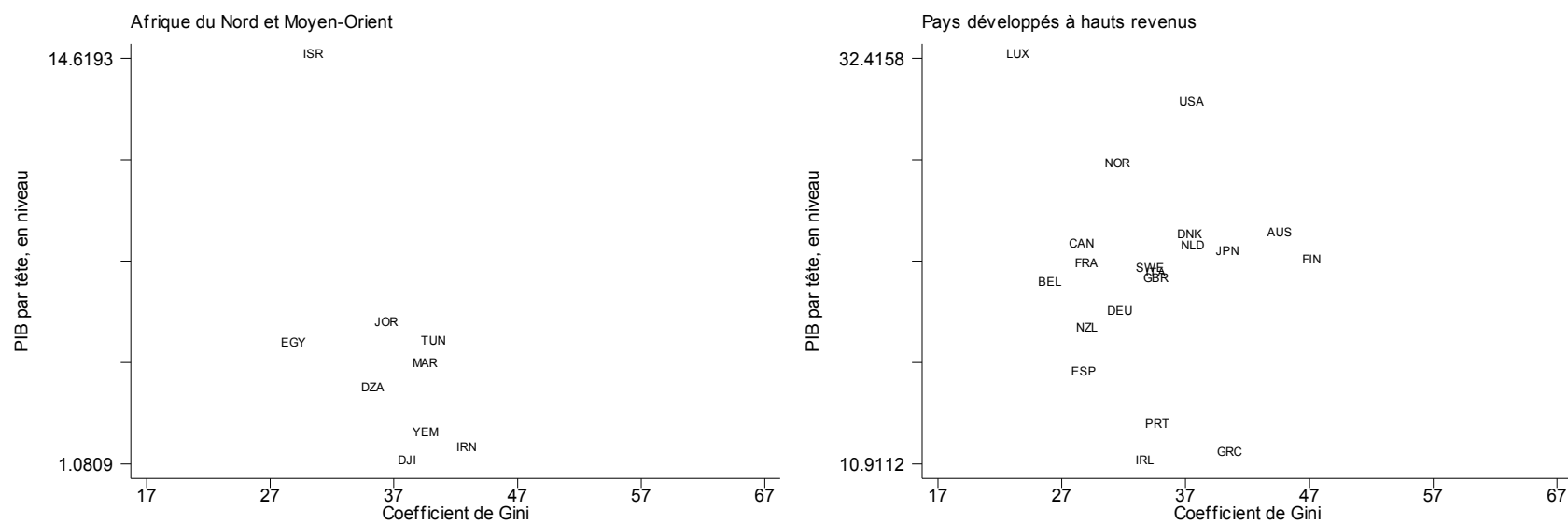
Weisskoff R. (1970), Income Distribution and Economic Growth in Puerto Rico, Argentina and Mexico, *The Review of Income and Wealth*, Series 16, December, pp303-333.

World Bank (1978,1979,1980), World Development Report, Oxford University Press for the World Bank, New York.

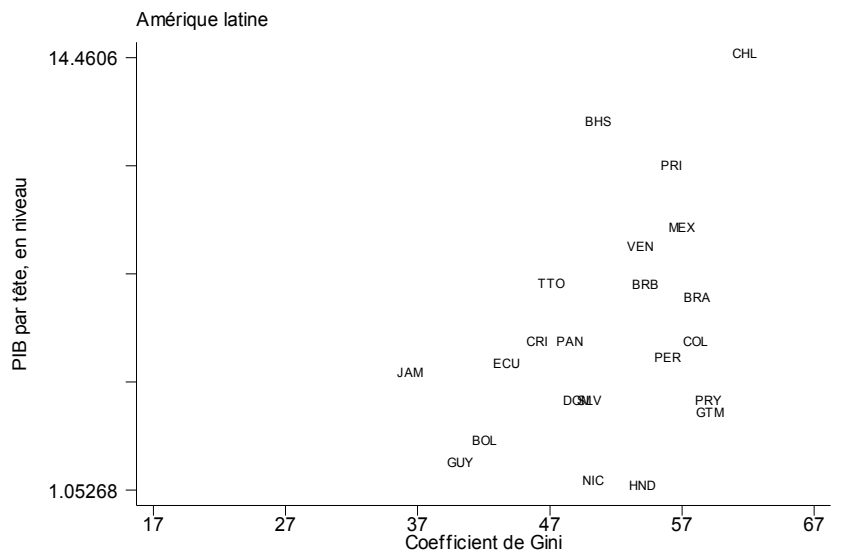
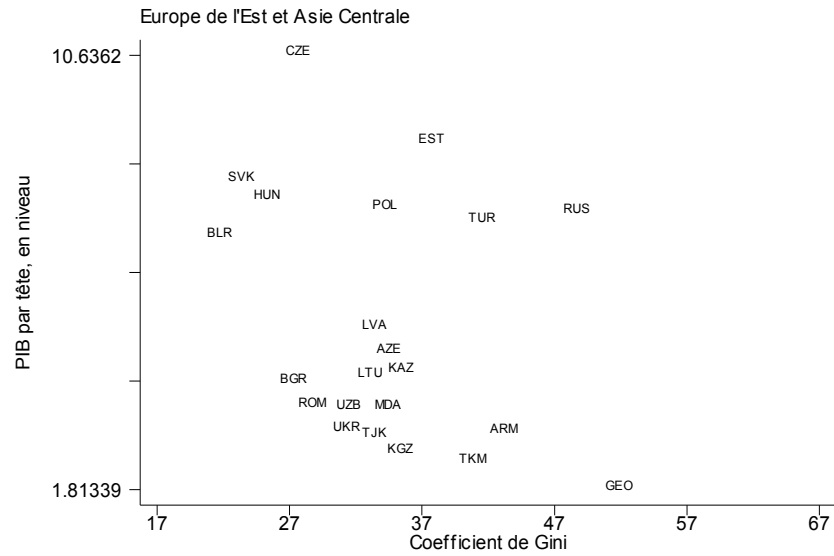
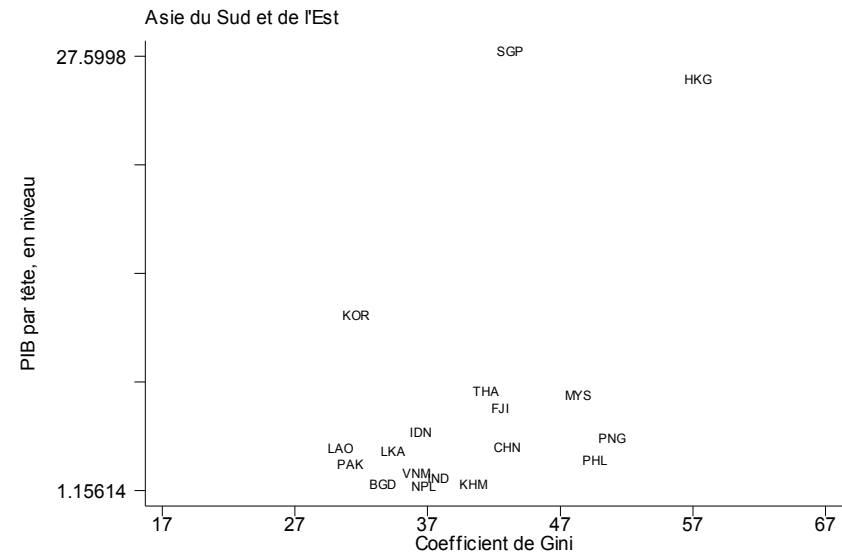
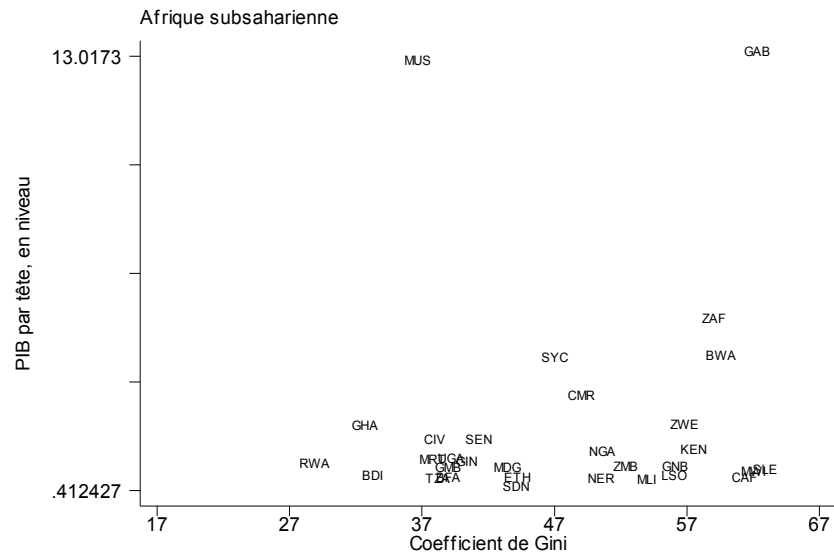
**ANNEXES****Tableau n°5: Sources des données utilisées**

<b>Variables</b>	<b>Sources</b>
Coefficient de Gini	WIID, UNU/WIDER-UNDP, 2000
PIB par tête (en Parité de Pouvoir d'Achat, base 100 en 1995)	CHELEM, CEPII, 2002
Dummy régionale	-
Dummy décennale	-
Taux d'urbanisation (% de la population urbaine)	WDI, World Bank, CD-ROM, 2000
Ratio de dépendance (nombre de dépendants <15 ans et > 65 ans / population en âge de travailler -15 à 65 ans)	WDI, World Bank, CD-ROM, 2000
Dualisme (productivité relative du secteur agricole)	A partir de WDI, World Bank, CD-ROM, 2000

Figure n°1 : PIB par tête réel (en parité de pouvoir d'achat) et coefficient de Gini, par régions (points les plus récents par pays)



CHAPITRE 1 — INEGALITES ET CROISSANCE : EXPLICATIONS THEORIQUES ET VALIDATIONS EMPIRIQUES



**Tableau n°6: Coefficient de Gini et PIB par tête en PPA par pays (année la plus récente)**

Codes	Pays	Année	Gini	PIB par tête (en \$ PPA année 1995)	Codes pays	Pays	Année	Gini	PIB par tête (en \$ PPA année 1995)
ZAF	Afrique du Sud	1995	59	5265	EST	Estonie	1998	37.75	8849
DZA	Algérie	1995	35.3	3499	USA	Etats Unis	1997	37.5	29896
DEU	Allemagne	1997	32.58	18837	ETH	Ethiopie	1996	44.2	648
ARM	Arménie	1997	43.14	2955	RUS	Fédération de Russie	1998	48.7	7433
AUS	Australie	1998	44.6	22982	FJI	Fiji (îles)	1977	42.5	5865
AZE	Azerbaïdjan	1991	34.5	4582	FIN	Finlande	1998	47.2	21505
BHS	Bahamas	1993	45.29	12327	FRA	France	1994	29	21344
BGD	Bangladesh	1996	33.6	1232	GAB	Gabon	1977	63.18	13017
BRB	Barbade	1979	48.86	7281	GMB	Gambie	1992	39	940
BEL	Belgique	1992	26.92	20368	GEO	Georgie	1997	51.86	1813
BLR	Biélorussie	1998	21.7	6954	GHA	Ghana	1997	32.7	2164
BOL	Bolivie	1990	42.04	2443	GRC	Grèce	1988	35.19	11373
BWA	Botswana	1986	54.21	4211	GTM	Guatemala	1989	59.06	3321
BRA	Brésil	1996	58.13	6866	GIN	Guinée	1995	40.4	1108
BGR	Bulgarie	1997	27.3	3991	GNB	Guinée-Bissau	1991	56.12	971
BFA	Burkina Faso	1995	39	648	GUY	Guyana	1993	40.22	1773
BDI	Burundi	1992	33.3	723	HND	Honduras	1993	54	1052
KHM	Cambodge	1997	40.4	1258	HKG	Hong Kong	1996	52	25918
CMR	Cameroun	1983	49	3033	HUN	Hongrie	1998	25.3	7719
CAN	Canada	1994	28.6	22403	IND	Inde	1997	37.8	1610
CHL	Chili	1996	56.37	14460	IDN	Indonésie	1996	36.48	4398
CHN	Chine	1995	43	3480	IRN	Iran	1984	42.9	1520
COL	Colombie	1994	58	5531	IRL	Irlande	1987	34.6	10911
KOR	Corée du Sud	1993	31.6	11544	ISR	Israël	1992	30.5	14619
CRI	Costa Rica	1989	46.07	5517	ITA	Italie	1995	34.6	20866
CIV	Côte d'Ivoire	1995	38	1756	JAM	Jamaïque	1996	36.4	4545
DNK	Danemark	1995	37.35	22880	JPN	Japon	1990	35	21976
DJI	Djibouti	1996	38.1	1081	JOR	Jordanie	1997	36.4	5672
EGY	Egypte	1995	28.9	5010	KAZ	Kazakhstan	1996	35.4	4200
ECU	Equateur	1995	43.7	4821	KEN	Kenya	1994	57.5	1480
ESP	Espagne	1996	23.41	15614	KGZ	Kirghizistan	1993	35.32	2558



CHAPITRE 1 — INEGALITES ET CROISSANCE : EXPLICATIONS THEORIQUES ET VALIDATIONS EMPIRIQUES

Codes pays	Pays	Année	Gini	PIB par tête (en \$ PPA année 1995)
LAO	Laos	1992	30.4	3424
LSO	Lesotho	1987	56.02	722
LVA	Lettonie	1998	33.4	5069
LTU	Lithuanie	1997	33.08	4094
LUX	Luxembourg	1994	23.5	32415
MDG	Madagascar	1993	43.44	959
MYS	Malaisie	1989	48.35	6667
MWI	Malawi	1993	62	827
MLI	Mali	1994	54	593
MAR	Maroc	1998	39.5	4322
MUS	Maurice (île)	1991	36.69	12759
MRT	Mauritanie	1995	37.8	1168
MEX	Mexique	1994	57	9056
NPL	Népal	1996	36.7	1156
NIC	Nicaragua	1993	50.3	1202
NER	Niger	1995	50.5	615
NGA	Nigeria	1997	50.6	1403
NOR	Norvège	1996	32.35	26631
NZL	Nouvelle Zélande	1997	23.65	17940
UGA	Ouganda	1993	39.2	1198
UZB	Ouzbékistan	1991	31.5	3442
PAK	Pakistan	1996	31.2	2459
PAN	Panama	1997	48.5	5509
PNG	Papouasie Nouvelle Guinée	1996	50.9	4029
PRY	Paraguay	1995	59	3705
NLD	Pays Bas	1997	32.2	22270
PER	Pérou	1997	50.55	5013
PHL	Philippines	1997	49.6	2714
POL	Pologne	1997	34.2	7508
PRT	Portugal	1991	35.63	12809
PRI	Porto Rico	1989	50.86	

Codes pays	Pays	Année	Gini	PIB par tête (en \$ PPA année 1995)
CAF	République Centrafricaine	1993	61.3	659
DOM	République Dominicaine	1992	49	3689
SVK	République Slovaque	1997	23.36	8076
CZE	République Tchèque	1997	27.64	10636
ROM	Roumanie	1994	28.66	3499
GBR	Royaume Uni	1995	34.6	20552
RWA	Rwanda	1984	28.9	1058
SLV	Salvador	1995	50	3687
SEN	Sénégal	1995	41.3	1781
SYC	Seychelles	1984	47	4139
SLE	Sierra Leone	1989	62.9	907
SGP	Singapour	1993	37.84	27599
SDN	Soudan	1968	38.72	412
LKA	Sri Lanka	1995	34.4	3290
SWE	Suède	1996	34.16	21105
TJK	Tadjikistan	1991	33.4	2885
TZA	Tanzanie	1993	38.2	616
THA	Thaïlande	1998	41.4	6938
TTO	Trinidad et Tobago	1981	41.72	7320
TUN	Tunisie	1990	40.2	5049
TKM	Turkménistan	1998	40.8	2345
TUR	Turquie	1994	41.5	7258
UKR	Ukraine	1997	31.3	3002
VEN	Venezuela	1990	53.84	8469
VNM	Vietnam	1998	36.1	1903
YEM	Yémen	1992	39.5	2011
ZMB	Zambie	1996	52.4	984
ZWE	Zimbabwe	1990	56.83	2202

*Source* : WIID, 2000 ; CHELEM, 2002

**Tableau n°7: Indices de Gini en Afrique sub-saharienne (base WIID 2000)**

Code	Pays	Année	Gini	Code	Pays	Année	Gini
BDI	Burundi	1992	33.3	MWI	Malawi	1993	62
BFA	Burkina Faso	1994	48.2	NER	Niger	1992	36.1
BFA	Burkina Faso	1995	39	NER	Niger	1995	50.5
BWA	Botswana	1986	54.21	NGA	Nigeria	1986	37.02
CAF	Rep. Centrafricaine	1992	55	NGA	Nigeria	1991	45
CAF	Rep. Centrafricaine	1993	61.3	NGA	Nigeria	1992	41.15
CIV	Côte d'Ivoire	1985	41.21	NGA	Nigeria	1993	37.47
CIV	Côte d'Ivoire	1986	38.62	NGA	Nigeria	1997	50.6
CIV	Côte d'Ivoire	1987	40.01	RWA	Rwanda	1983	28.9
CIV	Côte d'Ivoire	1988	36.89	RWA	Rwanda	1984	28.9
CIV	Côte d'Ivoire	1995	38	SDN	Soudan	1968	38.72
CMR	Cameroun	1983	49	SEN	Sénégal	1991	54.12
ETH	Ethiopie	1995	40	SEN	Sénégal	1995	41.3
ETH	Ethiopie	1996	44.2	SLE	Sierra Leone	1968	60.79
GAB	Gabon	1975	59.27	SLE	Sierra Leone	1989	62.9
GAB	Gabon	1977	63.18	SYC	Seychelles	1978	46
GHA	Ghana	1988	35.9	SYC	Seychelles	1984	47
GHA	Ghana	1989	36.74	TZA	Tanzanie	1969	39
GHA	Ghana	1991	33.97	TZA	Tanzanie	1977	44
GHA	Ghana	1992	33.9	TZA	Tanzanie	1993	38.2
GHA	Ghana	1997	32.7	UGA	Ouganda	1989	33
GIN	Guinée	1991	46.8	UGA	Ouganda	1992	40.78
GIN	Guinée	1994	40.3	UGA	Ouganda	1993	39.2
GIN	Guinée	1995	40.4	ZAF	Afrique du Sud	1990	63
GMB	Gambie	1992	39	ZAF	Afrique du Sud	1993	62.3
GNB	Guinée-Bissau	1991	56.12	ZAF	Afrique du Sud	1994	59.3
KEN	Kenya	1992	54.39	ZAF	Afrique du Sud	1995	59
KEN	Kenya	1994	57.5	ZMB	Zambie	1976	51
LSO	Lesotho	1987	56.02	ZMB	Zambie	1991	43.51
MDG	Madagascar	1993	43.44	ZMB	Zambie	1993	51.4
MLI	Mali	1994	54	ZMB	Zambie	1996	52.4
MRT	Mauritanie	1988	42.53	ZWE	Zimbabwe	1990	56.8
MRT	Mauritanie	1995	37.8				
MUS	Ile Maurice	1980	45.7				
MUS	Ile Maurice	1986	39.63				
MUS	Ile Maurice	1991	36.69				

**Tableau n°8: Taux de croissance moyens annuels de la population, du PIB réel et du PIB réel par tête, Afrique sub-saharienne, 1980-1998.**

Code	Pays	Taux de croissance de la population (en %)	Taux de croissance du PIB réel (en %)	Taux de croissance du PIB réel par tête (en %)
AGO	Angola	3.03	1.05	-1.92
BDI	Burundi	2.62	1.39	-1.20
BEN	Bénin	3.06	3.48	0.40
BFA	Burkina Faso	2.43	3.55	1.09
BWA	Botswana	3.14	7.79	4.51
CAF	Rep. Centrafricaine	2.32	0.96	-1.33
CIV	Côte d'Ivoire	3.29	1.70	-1.54
CMR	Cameroun	2.83	1.96	-0.85
COG	Rep. Démocratique du Congo	2.88	2.63	-0.25
CPV	Cap Vert	1.99	5.57	3.50
ETH	Ethiopie	2.74	2.69	-0.05
GAB	Gabon	3.05	2.60	-0.44
GHA	Ghana	3.08	3.04	-0.039
GIN	Guinée	2.61	2.79	0.17
GMB	Gambie	3.66	3.16	-0.48
GNB	Guinée Bissau	2.12	4.44	2.27
GNQ	Guinée Equatoriale	3.96	7.95	3.84
KEN	Kenya	3.24	3.22	-0.02
LBR	Libéria	2.56	-4.47	-6.85
LSO	Lesotho	2.39	4.91	2.46
MDG	Madagascar	2.78	0.55	-2.17
MLI	Mali	2.65	1.78	-0.85
MOZ	Mozambique	1.89	2.08	0.18
MRT	Mauritanie	2.75	2.59	-0.15
MUS	Ile Maurice	1.02	5.65	4.58
MWI	Malawi	3.03	2.81	-0.21
NER	Niger	3.36	0.51	-2.76
NGA	Nigéria	3.00	1.77	-1.2
RWA	Rwanda	2.53	0.07	-2.40
SDN	Soudan	2.35	3.92	1.53
SEN	Sénégal	2.76	2.86	0.10
SLE	Sierra Leone	2.28	-1.29	-3.49
SOM	Somalie	2.41	-1.09	-3.41
STP	Sao Tome et Principe	2.63	-0.67	-3.22
SWZ	Swaziland	3.16	5.05	1.83
SYC	Seychelles	1.10	3.40	2.27
TCD	Tchad	2.74	4.03	1.25
TGO	Togo	3.03	1.43	-1.55
TZA	Tanzanie	3.12	2.59	-0.51
UGA	Ouganda	2.75	5.22	2.40
ZAF	Afrique du Sud	2.31	1.40	-0.89
ZAR	Congo	3.27	-2.07	-5.18
ZMB	Zambie	2.97	0.77	-2.13
ZWE	Zimbabwe	2.94	3.70	0.74

*Source* : Base CHELEM-CEPII, 2002 ; WDI, 2002 ; nos propres calculs

## Mesures de pauvreté et d'inégalité : méthodes de calcul

### A- Les mesures de la pauvreté monétaire

Z le seuil de pauvreté (ligne de pauvreté)

N (ou n) la taille de la population totale

M le nombre de personnes (ou de ménages) dont le revenu est inférieur à Z

#### 1. Taux de pauvreté (Poverty headcount index)

$$H(Z) = M/N$$

Cet indicateur est le plus commun ; il mesure l'**incidence de la pauvreté**, soit le pourcentage de la population dont le revenu est en dessous du seuil Z. Toutefois, il reste assez insatisfaisant dans la mesure où un accroissement du revenu moyen des pauvres est sans influence sur la mesure de la pauvreté tant qu'ils ne dépassent pas la ligne de pauvreté.

#### 2. Degré moyen de pauvreté: 1ère définition (Poverty gap index)

Soit  $Y_i$  l'indicateur du niveau de vie du  $i^{\text{ème}}$  individu, on définit le degré moyen de pauvreté  $PG(Z)$  par :

$$PG(Z) = \frac{1}{N} \cdot \sum_i \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right) \quad \text{avec } (Z - Y_i) = 0 \text{ si négatif}$$

Cet indicateur mesure le transfert moyen par individu nécessaire pour que le revenu des pauvres soit égal à la ligne de pauvreté. Il mesure la **profondeur de la pauvreté**.

#### 3. Degré moyen de pauvreté: 2ième définition (Income gap ratio)

Le degré moyen de pauvreté  $IG(Z)$  est défini par :

$$IG(Z) = \frac{1}{M} \cdot \sum_i \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right) \quad \text{avec } (Z - Y_i) = 0 \text{ si négatif}$$

Ou encore  $IG(Z) = \frac{-Y_p}{Z} + 1$  avec  $Y_p$  le revenu moyen des pauvres

On montre par ailleurs que  $IG(Z) = PG(Z)/H(Z)$ .

Cet indicateur mesure l'**intensité de la pauvreté** par l'écart moyen des revenus des pauvres au seuil de pauvreté. Cette mesure ne tient pas compte de l'incidence de la pauvreté de sorte qu'il est toujours plus favorable d'avoir même un nombre très important de personnes pauvres mais relativement proches de la ligne de pauvreté qu'un seul individu dans une indigence extrême.

De plus, si un individu riche devient pauvre, mais en restant à un niveau de revenu supérieur au précédent revenu moyen des pauvres, alors il contribue à améliorer l'indicateur : ceci est clairement une mauvaise propriété de l'indicateur. Cette "mauvaise propriété" est valable aussi pour l'indicateur  $PG(Z)$ .

#### 4. Les indicateurs de classe $P_\alpha$ , dits indicateurs de Foster-Greer-Thorbecke (FGT)(1984)

$$P_\alpha(Z, Y) = \frac{1}{N} \sum_i \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right)^\alpha \text{ avec } (Z - Y_i) = 0 \text{ si négatif}$$

Pour  $\alpha = 0$ , l'indicateur  $P_0$  est égal à  $H(Z)$ , l'incidence de la pauvreté.

Pour  $\alpha = 1$ , l'indicateur  $P_1$  est égal à  $PG(H)$ , le "Poverty Gap Index" et mesure la profondeur de la pauvreté.

Pour  $\alpha = 2$ , l'indicateur  $P_2$  est connu sous le nom d'intensité de la pauvreté (Squared Poverty Gap Index) qui est sensible à la distribution.

Cet indicateur de l'intensité de la pauvreté, est donc de la forme suivante :

$$\begin{aligned} P_2(Z, Y) &= \frac{1}{N} \cdot \sum_i \left( \frac{Z - Y_i}{Z} \right)^2 \text{ avec } (Z - Y_i) = 0 \text{ si négatif} \\ &= H(Z) \cdot PG(Z)^2 \cdot CV(Z)^2 \end{aligned}$$

où  $CV(Z)$  est le coefficient de variation de l'écart du revenu sur le seuil de pauvreté<sup>41</sup>

Cet indicateur mesure la sévérité de la pauvreté au travers d'une combinaison du taux de pauvreté, du degré moyen de pauvreté et d'une mesure d'inégalité parmi les pauvres  $CV(Z)$ .

#### ***B- Mesure d'inégalités***<sup>42</sup>

On mesure les inégalités monétaires en utilisant deux types d'instruments: la courbe de Lorenz de distribution qui montre comment se répartit la consommation (ou le revenu) dans la population et des indicateurs qui, au moyen d'un chiffre unique, caractérisent le niveau d'inégalité, le plus couramment utilisé étant le coefficient de Gini. Le découpage de la courbe de Lorenz en quintiles, ou en déciles, permet de voir comment se répartissent les parts de revenu entre des groupes de

<sup>41</sup> Le coefficient de variation correspond au rapport de l'écart type de la distribution sur sa moyenne.

<sup>42</sup> Il existe une grande variété d'indicateurs d'inégalités. Cependant, afin de ne pas alourdir cette présentation, seul le coefficient de Gini est présenté ici dans la mesure où il s'agit de l'indicateur le plus couramment rencontré dans la littérature et dans les chapitres qui suivent.

population de même taille, allant des plus pauvres aux plus riches. On peut ainsi comparer, pour chaque pays, la part de revenu des 20% les plus pauvres (1<sup>er</sup> quintile) à celle des 20% les plus riches (5<sup>ème</sup> quintile) et voir comment cette répartition évolue dans le temps.

Si on dispose de données individuelles sur les revenus, le coefficient de Gini est défini de la manière suivante:

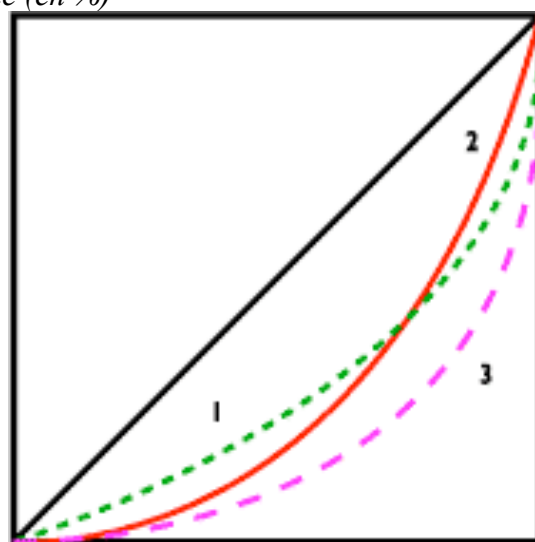
$$G = -1 - \frac{1}{n} + \frac{2}{n^2} \sum_{i=1}^n y_i$$

$$\text{ou } G = 1 - \sum_{i=1}^n \left[ \frac{2(n-i)+1}{n^2} \right] \frac{y_i}{\bar{y}}$$

Les individus doivent être classés selon un ordre croissant de revenus.

Le coefficient de Gini est dérivé des **courbes de Lorenz**

*Revenu cumulé (en %)*



*Population cumulée (en %)*

Lorsque tous les individus ont le même revenu (distribution égalitaire), la courbe de Lorenz se confond avec la première bissectrice et le coefficient de Gini est égal à 0. Plus la distribution des revenus est proche de cette bissectrice, plus elle est égalitaire. Le coefficient de Gini varie donc entre 0 et 1 (ou 100, ce qui est équivalent à un facteur d'échelle près), valeur qui correspond à un revenu nul pour chaque individu, sauf le plus riche qui reçoit la totalité du revenu.

Le coefficient de Gini est égal à 2 fois l'aire entre la première bissectrice et la courbe de Lorenz de la distribution observée.

Habituellement, on calcule le coefficient de Gini à partir de données sur la distribution des revenus en vingtièmes ou en déciles et on trace la courbe de Lorenz, qui est en ce cas une suite de segments, à partir de 19 ou 9 points. L'expérience montre qu'une information plus détaillée, comme la distribution par centile (ce qui donne 99 points) ne modifie pratiquement pas le Gini.

L'inconvénient du coefficient de Gini est que des courbes de Lorenz très différentes peuvent correspondre à la même valeur du Gini. On a représenté ici deux courbes qui se croisent; la courbe 1 reflète une distribution plus défavorable pour les deux premiers quintiles, la courbe 2 une distribution plus favorable pour le 5<sup>e</sup> quintile. Que ces courbes correspondent à la même valeur du Gini, ou à des valeurs différentes, il est impossible d'affirmer qu'une distribution est plus inégale que l'autre dès lors que les courbes se croisent. On en a la preuve si l'on calcule l'inégalité pour chaque distribution avec divers indicateurs. Selon que ceux-ci sont plus sensibles aux bas ou aux hauts revenus, ils classeront la distribution 1 avant ou après la distribution 2. Pour pouvoir affirmer qu'une distribution 1 est plus inégale que la distribution 2, quel que soit l'indicateur choisi, il faut qu'il y ait dominance, c'est-à-dire que la courbe 1 englobe en totalité la courbe 2. Par suite, dans tous les cas où il n'y a pas dominance, il faut compléter le coefficient de Gini par le recours à d'autres indicateurs d'inégalité afin de donner une information plus complète et objective.

## **CHAPITRE 2**

**Analyse empirique des facteurs explicatifs structurels du niveau des inégalités économiques dans les pays en développement et/ou développés**



**INTRODUCTION**

Nous avons vu qu'une vaste littérature théorique et empirique s'est consacrée dans les années 1990 à la relation entre la croissance et le niveau des inégalités économiques. En définitive, elle n'est pas parvenue à mettre à jour une relation universelle et robuste. La difficulté avec la relation allant des inégalités vers la croissance, comme aussi pour sa réciproque plus ancienne à savoir la courbe de Kuznets, provient du fait que le niveau et la distribution du revenu sont co-déterminés par les mêmes facteurs. En particulier, la croissance et les inégalités sont contraintes par des institutions de longue durée. Les institutions léguées par l'Histoire conditionnent le fonctionnement des marchés de facteurs et influencent les équilibres politico-économiques, qui en retour déterminent la croissance et les inégalités.

La recherche historique s'intéresse depuis toujours aux effets de long terme des structures socio-économiques et à leurs mécanismes de reproduction dans le temps. La reconnaissance de l'importance des institutions pour le développement économique et la croissance n'est en effet pas nouvelle puisqu'elle est déjà soulignée dans les écrits d'Adam Smith, et plus récemment dans les travaux de l'historien David Landes (2000). De son côté, la littérature économique s'est penchée sur l'influence des systèmes légaux, des infrastructures sociales, plus généralement des institutions, sur la sphère économique (North, 1991). Depuis peu, une controverse divise les économistes pour savoir si ce sont les facteurs « institutionnels » (Acemoglu, Johnson et Robinson, 2000, 2001 et 2002) ou les facteurs « géographiques » (Sachs, 2001) et les dotations naturelles initiales (Sokoloff et Engerman, 2000 ; Easterly, 2002) qui capturent le mieux les différences de développement entre pays. Les éléments institutionnels les plus communément analysés concernent le respect des contrats et des droits de propriété, les libertés civiles et politiques et les règles juridiques en vigueur dans les pays. La plupart des analyses sur les institutions s'intéressent uniquement à leur impact sur la croissance, ou plus rarement les performances financières des pays (Rajan et Zingales, 2001). L'importance relative des institutions est généralement comparée avec d'autres facteurs qui ont un impact sur le niveau de développement, comme l'ouverture commerciale, les facteurs géographiques ou encore les politiques économiques.

Malgré la certitude de l'importance des institutions pour la croissance, la connaissance sur l'origine des institutions et sur les raisons pour lesquelles des institutions préjudiciables à la croissance persistent dans le temps demeure aujourd'hui limitée. Dans les années récentes, on

a pourtant assisté à une résurgence de l'intérêt pour ce sujet dans des travaux portant autant sur les sources des différences institutionnelles entre pays, les canaux par lesquels les institutions affectent les performances économiques que sur l'importance quantitative de ces liens. En particulier, les travaux sur les liens entre croissance et institutions cherchent à identifier les profonds déterminants structurels du niveau de développement des pays.

Ce chapitre se veut être une contribution au débat qui a lieu entre économistes autour des causes des différences de niveau de développement entre pays. Il tente d'expliquer le niveau actuel des inégalités (et le niveau de développement) des régions par différents déterminants de long terme, plutôt que l'évolution des inégalités (ou de la croissance) dans le temps. La section I reprend les principaux arguments et conclusions des auteurs qui contribuent à ses analyses. La section II présente nos propres estimations sur trois échantillons de pays afin de tester l'influence des variables explicatives mentionnées dans la littérature non seulement sur le niveau de développement mais surtout donc sur le niveau actuel des inégalités.

### ***SECTION I : Les controverses dans la littérature sur les facteurs d'inégalités et/ou de développement***

Les « institutions » peuvent être définies comme les règles formelles – constitutions, lois et règlements – appliquées par des dispositifs politiques (« rule of law ») qui déterminent les « règles du jeu », à savoir par exemple comment les politiciens et les juges sont choisis et contrôlés, les politiques définies, les pouvoirs alloués entre les différents niveaux gouvernementaux, ainsi que les dispositions (« law and order ») qui définissent quels services le gouvernement doit fournir et de quelle manière, ce qu'il doit posséder, comment il doit taxer, quels contrats il doit appuyer, comment il doit prendre en compte les externalités éventuelles etc. , selon la définition qu'en donnent Djankov *et alii* (2002). Cette définition est plus restrictive que celle de North (1991), prix Nobel d'économie, pour qui les « institutions » sont définies comme les règles du jeu de la société à travers lesquelles les individus structurent leurs interactions et comportent trois dimensions : (i) les règles formelles appliquées par des institutions politiques ; (ii) les règles informelles – normes de comportement, conventions et codes de conduite qui régissent les interactions entre individus ; (iii) et la mise en application de ces règles qui suppose un code de conduite déontologique individuel, la mise en application par les pouvoirs publics des dispositions

convenues ainsi qu'une capacité de représailles, combinaison de règles et de modalités d'application qui détermine la structure des incitations de la société.

Dans cette perspective, les institutions sont « bonnes » si elles établissent des règles qui réduisent l'incertitude et promeuvent l'efficacité, et donc contribuent à de meilleures performances économiques globales. Peu d'études s'intéressent à leur influence sur la distribution des revenus. Knack (2002) s'intéresse par exemple aux implications distributives des libertés civiles et juridiques (« civil liberties and rule of law »)<sup>1</sup>. Le taux de croissance annuel du PIB par tête est décomposé en quintiles de revenus et régressé sur les variables mesurant les libertés civiles habituellement utilisées dans la littérature (ICRG<sup>2</sup> et BERI<sup>3</sup>). L'auteur montre que les libertés civiles améliorent les revenus de tous les quintiles, et pas seulement les revenus de ceux qui ont des droits de propriété qu'ils désirent protéger. Les revenus des plus pauvres augmentent plus rapidement que ceux des riches lorsque la qualité de la « gouvernance » est meilleure : dès lors, des valeurs plus élevées des indicateurs de libertés civiles sont associées à une baisse des inégalités<sup>4</sup>.

Mais avant tout, le débat sur l'influence des facteurs institutionnels sur le développement s'articule autour de la question de l'influence respective des systèmes légaux issus de la colonisation européenne - et plus particulièrement sur l'influence de l'identité du colonisateur - et des croyances religieuses sur les performances économiques et financières des pays (Djankov, La Porta, Lopez-de-Silanes et Shleifer, 2002 ; Beck, Demirgüç-Kunt et Levine, 2002 ; La Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer et Vishny, 1998 et 1999, entre autres).

---

<sup>1</sup> Les variables mesurant la qualité institutionnelle des pays sont sujettes à des critiques ; en particulier, elles reposent sur l'agrégation statistique des perceptions de la qualité de la gouvernance d'un grand nombre d'interviewés dans les pays développés ou en développement, qu'ils appartiennent à des entreprises privées, des Organisations Non Gouvernementales, des agences commerciales d'appréciation des risques (« risk rating agencies ») ou des « think-tanks ». Ces indicateurs n'apprécient donc pas seulement les éléments formels des régimes légaux, mais également les règles informelles et les comportements institutionnels d'agences privées. C'est le cas des indices construits par Kaufmann, Kraay et Zoido-Lobaton (2002) et utilisés notamment par Rodrik, Subramanian et Trebbi (2002).

<sup>2</sup> Cette variable est un indicateur composite combinant des mesures de la qualité de la bureaucratie, de la corruption dans le gouvernement, du fonctionnement judiciaire, du risque d'expropriation et de rupture de contrat par l'Etat, à partir des années 1980. Plus les scores sont élevés, plus ils correspondent à de « bonnes institutions ». Pour plus de détails, se reporter à Political Risk Services, *International Country Risk Guide* (ICRG), <http://www.prsgroup.com/icrg/icrg.html>.

<sup>3</sup> Business Environmental Risk Intelligence qui publie des indicateurs de « risques » pour les investisseurs depuis 1972, comme par exemple ceux qui peuvent résulter de discontinuités dans les régimes politiques, de nationalisations, de lourdeurs administratives etc. Pour de plus amples informations, voir <http://www.beri.com>.

<sup>4</sup> Sur ces questions, voir également Chong et Calderón (2000).

Ces travaux récents sur la comparaison des systèmes politico-institutionnels et leur influence sur la sphère économique (« la nouvelle économie comparative ») opposent traditionnellement deux types de fonctionnement : le système de « droit commun » (« common law ») d'origine anglo-saxonne et le système de « droit civil » (« civil law ») d'origine française qui ont des caractéristiques différentes. Le « common law » est désigné comme étant un système légal dans lequel les juges ont une relative indépendance, les jurés ont un rôle central et qui s'appuie sur des principes légaux assez larges comme la confiance pour la résolution de conflits. Le « civil law » est présenté au contraire comme un système dans lequel les juges sont des fonctionnaires de l'Etat, les jurés ont relativement peu d'importance et qui s'appuie sur un contrôle et une surveillance étendus des décisions légales par un système hiérarchique développé. Ce dernier système, hérité de la loi romaine, a été incorporé dans les codes légaux en France et en Allemagne au début du 19<sup>ème</sup> siècle. Hayek (1960) date la distinction entre « common law » et « civil law » de la mise en place du Code Civil napoléonien. Ces deux systèmes ont été « transplantés » dans les pays colonisés, si bien que le système légal anglo-saxon prédomine aux Etats-Unis, au Canada, en Australie, en Nouvelle Zélande, en Asie du Sud et en Afrique de l'Est. Napoléon a exporté le système légal « à la française » dans les pays européens qu'il a conquis, notamment l'Espagne et le Portugal. Par la suite, ce système a été « transplanté » dans les régions contrôlées par les Portugais, les Espagnols, les Hollandais et les Français eux-mêmes, et reste la base des systèmes légaux des pays d'Amérique latine, d'Afrique du Nord et de l'Ouest, et de certains pays asiatiques (Taïwan par exemple).

L'influence de ces deux systèmes (« legal origin ») sur le développement économique des pays est jugée capitale pour tout ce courant de recherche, en particulier relativement à la protection des droits de propriété sur le capital qui serait mieux assurée par le « common law » que par le « civil law ». Plus généralement, ce dernier système, ainsi que l'influence catholique ou musulmane, auraient favorisé un Etat interventionniste associé à de moindres performances économiques et financières et à plus de corruption. Le système britannique de « droit commun » ainsi que l'influence protestante auraient en revanche favorisé la construction d'un Etat restreint et efficace (La Porta, Lopez, Shleifer et Vishny, 1998 et 1999).

D'autres travaux minimisent au contraire l'influence de l'identité du colonisateur et de l'héritage des systèmes légaux, et soulignent plutôt les différences entre colonisation de peuplement et colonisation d'exploitation. L'approche de Acemoglu *et alii* (2000, 2001 et

2002) met par exemple en avant le rôle des institutions dans le développement d'un pays à travers l'expansion coloniale des principaux pays aujourd'hui industrialisés, laquelle a profondément modifié les institutions des pays colonisés. Selon eux, en l'absence de « choc », les institutions sont relativement stables dans le temps et les niveaux de développement<sup>5</sup> se maintiennent dans la durée; la colonisation aurait engendré un « renversement institutionnel » favorable à l'industrialisation et à l'investissement dans ces régions pauvres ainsi qu'un changement dans la distribution des revenus au cours du 19<sup>ème</sup> siècle entre ces pays et les pays préindustriels qu'étaient les puissances coloniales à l'époque.

Les auteurs font la distinction entre les pays dans lesquels le colonisateur a développé des institutions fondées sur la propriété privée, favorable au développement (dans les ex-colonies de peuplement qu'étaient le Canada, les États-Unis, l'Australie, la Nouvelle Zélande, Hong Kong et Singapour) et ceux où, au contraire, le système institutionnel mis en place a favorisé la détention du pouvoir par une petite élite bourgeoise dans une logique « extractive » et qui ont par conséquent échoué en matière de développement. Ce second cas de figure est caractéristique des pays latino-américains aux 17<sup>ème</sup> et 18<sup>ème</sup> siècles qui ont été l'objet d'importants transferts d'or et d'argent, de l'intérêt pour l'Afrique aux 19<sup>ème</sup> et 20<sup>ème</sup> siècles pour ses ressources naturelles<sup>6</sup>, des systèmes existants aux Caraïbes, au Brésil et en Indochine française qui reposaient sur l'agriculture de plantations alimentée par la traite des esclaves. La stratégie coloniale et le type d'institutions étaient déterminés, entre autres facteurs, par la faisabilité d'une installation durable des colons qui reposait sur l'environnement sanitaire : les auteurs (Acemoglu *et alii*, 2000, 2001 et 2002) utilisent alors le taux de mortalité des premiers européens sur place, essentiellement issus des contingents militaires<sup>7</sup>, comme instrument pour déterminer le type d'institutions mis en place par la suite.

<sup>5</sup> Suivant les travaux de l'historien Paul Bairoch (1988) ou encore de Kuznets (1955), ils appréhendent le développement économique par le taux d'urbanisation et par la densité de population durant la période préindustrielle dans la mesure où seules les zones relativement prospères pouvaient à l'époque supporter une population dense.

<sup>6</sup> Un exemple type est celui du Congo colonisé par les Belges (Acemoglu *et alii*, 2001), mais absent de notre échantillon par manque d'un indicateur fiable mesurant les inégalités.

<sup>7</sup> [...] les Européens qui émigraient dans ces terres étrangères dans les premiers siècles étaient des proies faciles pour les affections et les germes pathogènes locaux et « tombaient comme des mouches ». Cela dépendait de l'endroit. [...] Ainsi, la zone de l'Océan indien était trois à quatre fois plus dangereuse que les zones tempérées ; les Antilles et les régions tropicales américaines jusqu'à dix fois plus ; et l'Afrique occidentale était la porte de la mort. Là, les taux de mortalité étaient cinquante fois supérieurs » (Landes, 2000). L'auteur précise que ces chiffres se fondent sur la mortalité du personnel militaire britannique, blanc et noir, en poste en divers points du monde entre 1817 et 1836. Bien évidemment, les virus et les maladies infectieuses importés par les colons eux-mêmes ont été la source de fortes mortalités parmi les populations autochtones, sans parler de celle des esclaves du fait des traitements inhumains qu'ils ont subis ; cependant, ces éléments ne sont pas entrés en ligne de compte dans la stratégie d'installation, durable ou non, des colons.

Les pays dans lesquels les Européens se sont installés en grand nombre, caractérisés par une faible mortalité des premiers immigrants, ont bénéficié de meilleures institutions capitalistes et ont connu des niveaux de PIB par tête plus élevés (Acemoglu *et alii*, 2001) ; à l'inverse, les pays qui étaient les plus densément peuplés au début de la période coloniale, autour de 1500, ont été ceux qui ont été les moins performants économiquement pendant et après la période coloniale. Ces différences ne tiennent pas à l'identité même du colonisateur mais plutôt aux caractéristiques des régions colonisées. Ainsi il se trouve que les colons britanniques se sont plus souvent installés dans des régions à plus faible mortalité, ce qui expliquerait les corrélations constatées entre « common law » et développement. Leur étude valide empiriquement le fait que les institutions d'hier continuent de prévaloir aujourd'hui et influencent donc fortement le niveau de développement. En particulier, leurs résultats suggèrent que l'Afrique est plus pauvre aujourd'hui que le reste du monde non pas en raison de facteurs purement géographiques ou « ethnoculturels » mais du fait de « mauvaises institutions ».

Pour autant, l'argument « institutionnel » ne signifie pas que les facteurs géographiques n'ont joué aucun rôle dans les changements de développements relatifs entre pays, mais qu'ils ont seulement eu un impact indirect par l'influence qu'ils ont exercé sur les institutions (Rodrik, Subramanian et Trebbi, 2002), notamment sur la structure de la propriété de la terre.

L'argument qui est opposé à cette « théorie » est celui de Sachs (2001) selon lequel ce sont les facteurs géographiques (climat, latitude, dotation en ressources naturelles, enclavement etc.) qui expliquent les différences de développement entre pays, par le biais des coûts de transport, de la productivité à l'effort ou encore des possibilités de développement technologique. Pour McArthur et Sachs (2001), ce sont à la fois les facteurs liés à la géographie et ceux qui sont attachés à la démographie (dans leur article, l'incidence de la malaria ou encore l'espérance de vie à la naissance) et les facteurs institutionnels qui sont liés à la croissance différenciée du produit par tête des pays. Pour eux, les conclusions de Acemoglu *et alii* (2001 et 2002) ne tiennent qu'au petit échantillon de pays anciennement colonisés utilisé et à la faible dispersion géographique de ces mêmes pays.

L'étude empirique d'Easterly (2002) reprend les arguments d'Engerman et Sokoloff (2000). Ces derniers mettent l'accent sur les dotations de facteurs comme déterminant central des

inégalités, qui à leur tour sont un déterminant de mauvaises institutions, de politiques de recherche de rentes de situation, de faibles investissements en capital humain et plus globalement de sous-développement. Les dotations en terres agricoles au Brésil et dans les Caraïbes auraient permis à une minorité d'exploitants agricoles de bénéficier d'économies d'échelle sur la production de certains produits (canne à sucre, coton essentiellement) sur des exploitations de grande taille, notamment grâce au recours au travail des esclaves ; les pays latino-américains sont par conséquent caractérisés par de fortes inégalités. Au contraire, les dotations naturelles des États-Unis (au moins dans la partie Nord) et du Canada auraient mené à la culture de produits tels que le blé ou le maïs à un échelle familiale et aurait permis l'émergence d'une classe moyenne dont la croissance a été assurée par l'immigration européenne ; les inégalités y sont donc plus modérées qu'au sud du continent américain. Ainsi, selon cette vision, les régions tropicales à colonisation de peuplement limitée pourraient avoir souffert de la course aux ressources naturelles qui a été à l'origine, à la fois, de mauvaises institutions reposant sur une logique extractive, d'un recours élevé à la traite des esclaves et de fortes inégalités.

Easterly (2002) teste donc empiriquement cette thèse en utilisant les dotations naturelles de facteurs comme instrument des inégalités, mesurées par la part de revenu des trois quintiles intermédiaires, et met en évidence une relation causale entre le développement économique et les inégalités. Pour ce faire, il utilise une variable dichotomique qui indique si un pays produit en 1998-1999 l'une des denrées agricoles qu'il a retenu comme étant importante, sans justification particulière. Il pose alors deux hypothèses: la première est que cette « dummy » est plausiblement constante dans le temps puisque reflétant les dotations agricoles du pays, qui elles-mêmes conditionnent les niveaux historiques des inégalités ; la seconde hypothèse est que cette variable dichotomique est exogène puisque le fait qu'un produit soit cultivé ou non dans un pays ne fait que refléter les caractéristiques exogènes nationales comme la nature du sol et le climat<sup>8</sup>. Il teste enfin une autre variable qui indique la proportion de terres adaptées qualitativement aux cultures retenues. Nous verrons en quoi cette méthode et les hypothèses qui la sous-tendent sont peu robustes sur notre échantillon de pays (cf. *supra* les résultats de Cogneau et Guénard, 2003, sur le modèle géographique).

---

<sup>8</sup> Par contraste avec les quantités produites qui répondent de manière endogène aux incitations de prix, aux institutions de marché etc.

Ainsi, alors que la corrélation entre l'ampleur du peuplement européen dans les ex-colonies et leur performance économique globale est plutôt robustement établie, le questionnement sur les véritables canaux par lesquels la présence européenne a mené à de meilleurs résultats économiques reste ouvert. Est-ce en raison de meilleures institutions fondées sur le droit de propriété, comme le suggèrent Acemoglu et ses co-auteurs, ou principalement en raison du stock initial de capital humain et matériel que les immigrants européens ont emmené avec eux ? Le nombre de colons installés durablement est-il réellement le canal déterminant la qualité des institutions, ou est-ce plutôt la dotation en ressources naturelles particulièrement lucratives durant la période coloniale qui est à la source des différences institutionnelles et des niveaux d'inégalités d'hier comme d'aujourd'hui ? Ces différentes explications sont testées empiriquement dans la section suivante.

## ***SECTION II : Analyse empirique des facteurs structurels du niveau des inégalités***

### **II-1 Les données**

Les estimations relatives aux facteurs géographiques portent sur l'échantillon de 122 pays précédemment utilisé pour tester la courbe de Kuznets (cf. chapitre 1) auquel sont rajoutés les quatre pays pour lesquels l'information sur le PIB par tête faisait défaut. La variable dépendante relative à la distribution du revenu est le coefficient de Gini, pour chaque pays retenu<sup>9</sup> et sur plusieurs années. Le sous-échantillon des coefficients de Gini jugés de « bonne qualité » par Deininger et Squire, qui comprend 112 pays dont les coefficients de Gini sont concentrés sur les années 1991 à 1993, est également utilisé pour tester la sensibilité de ces estimations. En ce qui concerne l'argument « institutionnel », l'échantillon est restreint aux anciens pays colonisés de Acemoglu *et alii* (2000, 2001 et 2002) pour lesquels nous disposons d'un indice de Gini<sup>10</sup>.

Plusieurs variables explicatives, provenant directement des estimations d'Acemoglu *et alii* (2000, 2001), ou d'autres bases de données ont été retenues (cf. Tableau n°5 en Annexe). Les autres sources de données pour les pays africains sont présentées dans le Tableau n° 6 en Annexe. Deux modèles alternatifs sont testés ici, correspondants aux controverses au sein de la littérature empirique mentionnée : un modèle « institutionnel » et un modèle « géographique » qui sont présentés successivement.

<sup>9</sup> Pour la liste des pays, se reporter au Tableau n°6 en Annexe du chapitre 1.

<sup>10</sup> Sont retenus dans cet échantillon 56 pays parmi les 64 anciennes colonies de Acemoglu *et alii*. Cf. Tableau n°7 en Annexe pour les principales variables utilisées sur cet échantillon.



## II-2 Présentation des estimations et des résultats

### II-2-1 Le modèle institutionnel

Les deux indicateurs de libertés civiles et politiques de Gastil (1988) ainsi que la variable relative à la qualité des institutions (ICRG) ont été testés mais aucun ne s'avère être significatif, que ce soit sur le plus large échantillon, sur celui de Deininger et Squire, ou sur celui qui ne comprend que des ex-colonies. Si ces indicateurs institutionnels actuels<sup>11</sup> ne constituent pas des déterminants pertinents pour expliquer les différences d'inégalités aujourd'hui, il est alors justifié de tester l'impact des facteurs institutionnels hérités des trajectoires historiques, notamment de la colonisation, sur les inégalités.

A l'instar d'Acemoglu *et alii* (2000, 2001 et 2002), dont les études portent, rappelons-le, sur l'estimation du logarithme du PIB par tête, les inégalités ont été régressées sur la variable utilisée pour caractériser les régimes institutionnels issues de types de gouvernement différents, à savoir le risque d'expropriation moyen entre 1985 et 1995. De faibles valeurs correspondent au type de colonisation qualifié « d'extractif », tandis que des valeurs élevées indiquent que le régime colonial avait plutôt opté pour l'élargissement de la propriété privée qui rendait possible l'installation durable des européens dans les colonies. Par ailleurs, cette variable est instrumentée par le taux de mortalité des premiers colons, ou plus précisément par le logarithme du taux de mortalité, comme le font Acemoglu et ses coauteurs, afin de s'assurer que l'extrême mortalité en Afrique sub-saharienne ne joue pas un rôle disproportionné. Les ex-colonies de peuplement, c'est-à-dire les pays dans lesquels la proportion de descendants européens n'est pas nulle, sont effectivement des pays où la mortalité estimée était relativement faible (le coefficient de corrélation étant égal à -0.54). Comme on pouvait s'y attendre, les différentiels de PIB par tête sont effectivement corrélés au risque d'expropriation, lui-même instrumenté par le logarithme de la mortalité, avec des coefficients très proches de ceux obtenus par Acemoglu. Par contre, les inégalités ne sont pas corrélées avec le risque d'expropriation pris isolément (Cf. Tableaux n°1 et n°2).

La variable indiquant l'origine du régime légal (commercial ou juridique) en vigueur dans les ex-colonies uniquement est très significativement corrélée aux inégalités (au seuil de 1%) sur la modalité « française » avec un coefficient de 7.27 par rapport aux autres modalités

« anglo-saxonne » et « socialiste »<sup>12</sup> mais elle perd en significativité après la prise en compte des indicatrices régionales. Cette variable prise isolément n'est par contre pas corrélée avec le PIB par tête. Ces premiers résultats tendent à montrer que le système institutionnel « à la française » est plus inégalitaire que le système anglo-saxon mais ni moins, ni plus performant en termes de croissance<sup>13</sup>.

L'origine « française » du régime légal est également corrélée négativement au risque d'expropriation (coefficient égal à -0.85 au seuil de 5%), indiquant que le système hérité de la colonisation britannique aurait favorisé l'instauration de la propriété privée, donc de « meilleures institutions », au contraire du régime légal « à la française » qui a lui développé l'extraction des ressources et par conséquent de « moins bonnes institutions ». Avec l'utilisation des variables indicatrices du pays colonisateur<sup>14</sup>, cette distinction est confirmée : le coefficient de la France par rapport au Royaume-Uni est de -1.05, significatif au seuil de 5%, les autres coefficients étant non significatifs. Pourtant, elle disparaît lorsque l'effet de la mortalité des premiers colons est contrôlé. L'identité du pays colonisateur n'est pas significative dans l'estimation du coefficient de Gini<sup>15</sup>, sauf en ce qui concerne l'Espagne : en effet, les pays latino-américains restent plus inégalitaires aujourd'hui que les pays anciennement colonisés par le Royaume-Uni. Ce résultat explique que le régime légal « à la française » soit corrélé positivement au coefficient de Gini : ce n'est pas l'origine française ou anglo-saxonne du régime légal qui constitue un déterminant des inégalités, mais plutôt la présence de pays latino-américains très inégalitaires sous le « label » français qui explique cette corrélation. L'identité du colonisateur ne sort pas significativement dans l'estimation du PIB par tête, ce qui confirme les résultats de Acemoglu *et alii*, sauf encore pour l'Espagne : les pays latino-américains auraient un niveau de développement en moyenne semble-t-il supérieur à celui des anciennes colonies britanniques.

---

<sup>11</sup> Ainsi que d'autres variables politiques issues de la base POLITY IV.

<sup>12</sup> Tous les pays de cet échantillon ont, par opposition, soit un régime légal d'inspiration anglo-saxonne, soit un régime qualifié de « français ». Quelques pays ont ce « label » français, mais n'ont pas été colonisés par la France : il s'agit de l'Éthiopie, de l'Indonésie, de l'Égypte, de la République Dominicaine, et de tous les pays latino-américains présents dans cet échantillon. Seuls le Vietnam et l'Algérie ont un système légal « socialiste » et ont été colonisés par la France. Aussi, des indicatrices correspondant au pays colonisateur sont également utilisées dans les régressions.

<sup>13</sup> Ce résultat corrobore les analyses de Cogneau (2003) sur la comparaison des systèmes éducatifs des deux systèmes coloniaux sur un échantillon de pays africains: bien que les ex-colonies britanniques soient caractérisées, en 1960, par un plus haut niveau de capital humain que les ex-colonies françaises, elles ne sont en revanche ni plus riches ni plus pauvres en 1960 ou en 1990 (cf. supra).

<sup>14</sup> Royaume Uni, France, Espagne et Autres, cette dernière catégorie regroupant les pays colonisés par les Pays Bas, l'Italie et le Portugal essentiellement.

<sup>15</sup> A l'instar d'Easterly (2002) qui utilise lui, sur tout l'échantillon de Deininger et Squire (1996), la part de

**Tableau n°1 : Régressions GMM sur le coefficient de Gini**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini					
	GMM					
<b>Constante</b>	60.26 (11.53)	50.61 (13.51)	59.94 (13.35)	60.01 (14.02)	78.04 (15.12)	77.14 (16.77)
<b>Risque d'expropriation</b>	-2.40 (1.72)	-1.45 (1.89)	-2.75 (1.89)	-2.77 (1.97)	-5.61** (2.44)	-5.97** (2.65)
<b>Origine du régime légal</b>						
⇒ Française		6.04** (2.96)		-0.096 (5.78)		
⇒ Anglo-saxonne ou socialiste		Ref.		Ref.		
<b>Pays colonisateur</b>						
⇒ France			0.92 (3.96)	1.1 (5.67)		
⇒ Espagne			8.77*** (3.06)	8.96 (5.79)		
⇒ Autres			3.57 (5.44)	6.01 (8.42)		
⇒ Royaume-Uni			Ref.	Ref.		
<b>Nombre de minerais</b>					0.62** (0.24)	0.61** (0.25)
<b>Réserves pétrolières</b>					6.44e-06** (2.78e-06)	4.66e-06 (2.87e-06)
<b>Religion dominante</b>						
⇒ Catholique						0.097*** (0.033)
⇒ Protestante, musulmane, autres						Ref.
			Instrumentation du risque d'expropriation <sup>(a)</sup>			
<b>Constante</b>	9.430 (0.61)					
<b>Log (mortalité des colons)</b>	-0.603*** (0.12)					
<b>Nombre d'observations</b>	56	56	56	56	56	56

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

(a) L'instrumentation est effectuée dans chaque spécification mais non reproduite par souci de clarté du tableau.

*Source* : Nos propres estimations.

Les anciennes colonies de peuplement se sont établies dans des pays dotés de ressources minérales intéressantes à exploiter : en effet, la corrélation est forte (0.65) entre le pourcentage de descendants européens en 1975 et la présence d'au moins une ressource exploitable. Ainsi, lorsque les dotations en ressources minérales et en pétrole sont introduites dans la régression, le risque d'expropriation devient alors significativement et négativement corrélé aux inégalités (Cf. Tableau n°1), et reste corrélé positivement au niveau de PIB par tête (Cf. Tableau n°2). Ceci indique que le recours à la propriété privée et à l'exploitation locale des ressources plutôt qu'à l'extraction et l'exportation de celles-ci vers l'extérieur est corrélé avec de moindres inégalités et un niveau de revenu moyen plus élevé.

---

revenu des trois quintiles du milieu de la distribution comme mesure des inégalités.

**Tableau n°2 : Régressions GMM sur le PIB par tête (log)**

Variables explicatives	Variable dépendante : Log du PIB par tête					
	GMM					
<b>Constante</b>	-4.87 (0.93)	-5.90 (1.65)	-5.36 (1.69)	-5.63 (1.77)	-5.89 (2.25)	-5.98 (2.11)
<b>Risque d'expropriation</b>	0.912*** (0.139)	1.01*** (0.22)	0.947*** (0.22)	0.978*** (0.23)	1.09*** (0.35)	1.05*** (0.32)
<b>Origine du régime légal</b>						
⇒ Française		0.644* (0.337)		0.88** (0.38)		
⇒ Anglo-saxonne ou socialiste		Ref.		Ref.		
<b>Pays colonisateur</b>						
⇒ France			0.31 (0.39)	-0.41 (0.35)		
⇒ Espagne			0.78** (0.34)	-0.019 (0.35)		
⇒ Autres			-0.19 (0.24)	-1.17 (0.33)		
⇒ Royaume-Uni			Ref.	Ref.		
<b>Nombre de minerais</b>					-0.037 (0.030)	-0.038 (0.027)
<b>Réserves pétrolières</b>					1.05e-07 (1.41e-07)	-7.05e-08 (1.75e-07)
<b>Religion dominante</b>						
⇒ Catholique						0.009*** (0.003)
⇒ Protestante, musulmane, autres						Ref.
			Instrumentation du risque d'expropriation <sup>(a)</sup>			
<b>Constante</b>	9.43 (0.61)					
<b>Log (mortalité des colons)</b>	-0.603*** (0.13)					
<b>Nombre d'observations</b>	56	56	56	56	56	56

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

(a) L'instrumentation est effectuée dans chaque spécification mais non reproduite par souci de clarté du tableau.

*Source* : Nos propres estimations.

Un autre argument potentiellement explicatif des différences de développement, dans la lignée directe des réflexions de Max Weber, tient à l'influence de la religion dominante sur les performances économiques. La répartition de la population selon les différentes religions (catholique, protestante, musulmane, autres) est effectivement significativement corrélée au PIB par tête, et aux inégalités : lorsque la religion catholique domine, ce qui est essentiellement le cas dans les pays latino-américains<sup>16</sup>, les inégalités sont plus élevées puisque le coefficient attaché à cette modalité (0.097) est positivement corrélé au coefficient de Gini au seuil de 1%, les autres modalités étant non significatives. Cependant, en instrumentant cette variable avec le régime légal « à la française » qui est très corrélé avec la prédominance de catholiques (coefficient de corrélation égal à 0.488), la significativité de cette variable de religion disparaît dans la régression sur le coefficient de Gini et s'amointrit dans l'estimation du PIB par tête (résultats non reportés ici).

<sup>16</sup> Pour preuve, la significativité de l'indicatrice pour l'Amérique latine disparaît après l'introduction de la modalité « catholique » dans les régressions.

Encore une fois, la prédominance de pays latino-américains dans l'ensemble des pays majoritairement catholiques est responsable de la corrélation initiale entre les inégalités et la modalité « catholique ». D'ailleurs, l'introduction de l'identité du colonisateur (Espagne) absorbe l'effet de la religion catholique qui devient non significatif, tout comme la dummy introduite. De plus, lorsque les pays latino-américains sont éliminés de l'échantillon, ni l'origine légale, ni la nationalité du colonisateur ne sont alors significativement corrélées aux inégalités.

Enfin, ces estimations valident la pertinence du modèle de Acemoglu *et alii* (2000, 2001 et 2002) pour expliquer les différences d'inégalités entre pays en analyse transversale. En particulier, l'origine du régime légal n'apparaît pas comme un déterminant essentiel des différentiels d'inégalités ; si le régime « à la française » semble corrélé à de plus fortes inégalités, c'est semble-t-il en raison de la présence de pays latino-américains très inégalitaires dans cette catégorie. Néanmoins, comme le rappellent d'ailleurs Acemoglu et ses coauteurs, ces résultats n'impliquent pas que les institutions d'aujourd'hui sont prédéterminées par les antécédents coloniaux et ne peuvent être modifiées. Ils montrent que l'expérience coloniale est un facteur, parmi bien d'autres, qui affecte les institutions et la croissance économique.

Parallèlement aux résultats présentés ci-dessus, et de manière plus approfondie, des estimations<sup>17</sup> ont été menées sur un échantillon plus large qui compte 73 pays non Européens (Cogneau et Guénard, 2003) : des pays qui n'ont jamais été colonisés (Chine, Taïwan, Japon, Corée du Sud et du Nord, Turquie, Thaïlande, Afghanistan, Iran, Irak – sauf entre 1920 et 1932, Syrie et Liban – sauf entre 1919 et 1944 – Jordanie et Palestine – sauf entre 1919 et 1946) qui sont aujourd'hui relativement moins inégalitaires que la moyenne des autres pays (Gini inférieur de 10 points) ; les pays regroupés sous l'appellation « Néo-Europe » (Australie, Canada, Nouvelle-Zélande et États-Unis) qui sont aussi moins inégalitaires que la moyenne (Gini inférieur de 15 points) et dont la population blanche représentait environ 80% de la population autour 1900; enfin les pays colonisés présents dans l'échantillon initial (cf. infra). D'autres variables<sup>18</sup> sont utilisées : la durée de la colonisation pour rendre compte de la

<sup>17</sup> Les spécifications sont précisément celles qu'utilisent Acemoglu et ses coauteurs pour expliquer les différences de PIB par tête entre pays.

<sup>18</sup> La plupart de ces variables proviennent directement des travaux d'Acemoglu et ses co-auteurs, à l'exception essentiellement de la durée de la colonisation construite spécialement et de la variable de « qualité des

profondeur de l’empreinte coloniale sur les institutions du pays, et par conséquent sur les inégalités, qui est corrélée positivement aux inégalités ; l’ancienneté de la première ville dans le pays (avant 1500) et la densité de population en 1500, qui attestent des niveaux de développement économique et institutionnel précoloniaux, pour capturer le degré de résistance au colonisateur. À elles seules, l’indicatrice « Néo-Europe » et la densité de population en 1500 expliquent 40% de la variance du coefficient de Gini d’aujourd’hui.

Comme dans les travaux d’Acemoglu *et alii*, on trouve un fort impact de la qualité des institutions sur le niveau de PIB par tête et un impact, indirect seulement, par le biais de la qualité des institutions, du niveau de développement précolonial sur le niveau de richesse actuelle.

Une relation en « U inversé » apparaît entre les inégalités mesurées aujourd’hui et la densité de population en 1500 : le coefficient de Gini est bas pour des niveaux à la fois bas et élevés de la densité de population en 1500. Si l’on croise la qualité des institutions avec la densité de population en 1500, il apparaît que de bonnes institutions capitalistes ont un effet égalitaire seulement dans les pays qui étaient faiblement densément peuplés avant la colonisation. Or, les pays « Néo-Europe » sont les pays qui ont à la fois la meilleure qualité institutionnelle aujourd’hui et la plus faible densité de population en 1500<sup>19</sup>. En outre, à mesure que la mortalité des colons augmente, la relation en « U inversé » devient linéaire et décroissante, indiquant ainsi que la partie croissante de la courbe tient essentiellement aux pays à faible mortalité des colons au 19<sup>ème</sup> siècle.

Les estimations indiquent que la proportion de la population de descendance européenne rend compte d’une part très importante des différences d’inégalités de revenu entre anciennes colonies. Ce travail met en effet en évidence une relation en « U inversé » entre le niveau des inégalités actuelles et l’ampleur du peuplement européen à l’issue de la colonisation (mesurée en réalité en 1900 et 1975). Cette relation capte la spécificité latino-américaine du point de vue des inégalités dans sa quasi-totalité. Le maximum de la courbe est atteint au niveau où

---

institutions » qui provient de la base internationale de Kaufman, Kraay et Zoido-Lobaton (2002) et qui est instrumentée par le logarithme de la mortalité des colons européens au 19<sup>ème</sup> siècle.

<sup>19</sup> Les continents présentent une grande variation de densité de population précoloniale : l’Amérique et l’Océanie étaient les moins peuplés en 1500, l’Asie le continent de loin le plus peuplé, l’Afrique se situant entre ces extrêmes (Cogneau et Guénard, 2003). En Chine, « la demande en main d’œuvre à la saison des pluies et les forts rendements des cultures humides favorisaient des densités élevées de population – 30 fois celle de l’Afrique par unité de terre cultivable, 40 fois celle de l’Europe, 100 fois celle de l’Amérique » (Landes, 2000).

40% de la population est de descendance européenne ; au-delà de ce niveau, la présence de descendants européens a un effet inégalitaire, soit en raison d'effets purement discriminatoires sur le marché du travail ou en amont dans la scolarisation, soit du fait d'externalités institutionnelles plus diffuses. Comme les « Néo-Europe » sont les seuls pays dont le poids de la population de descendance européenne dépasse 60%, la relation devient linéaire et croissante lorsqu'ils ne sont plus pris en compte dans l'échantillon de pays.

Pour résumer, comme pour Acemoglu et ses coauteurs, il existe une forte relation causale entre la mortalité des colons, à travers le poids de la descendance européenne, et la qualité des institutions. Jusqu'à un certain niveau, le poids des descendants européens dans la population totale a en soi un effet inégalitaire qui contrebalance l'effet égalitaire de la qualité des institutions. En Amérique du Nord et en Océanie, où à la fois la mortalité des colons et la densité précoloniale étaient faibles, les Européens ont constitué rapidement la majorité de la population et ont construit des institutions capitalistes de « bonne qualité ». Concernant l'identité du colonisateur, les anciennes colonies britanniques et espagnoles semblent plus inégalitaires que les ex-colonies françaises et les pays jamais colonisés.

Pourtant, lorsque l'on considère les quintiles de revenu plutôt que l'indice de Gini pour appréhender les inégalités, ce que la base de données WIID rend possible pour les pays de l'échantillon, la qualité des institutions a un effet non significatif sur la queue de la distribution (les 20% les plus pauvres). Ainsi, de bonnes institutions capitalistes permettent d'accroître la part de revenu des « classes moyennes » (du second au quatrième quintile) mais pas celle des plus pauvres. Le fait que les institutions dérivées de la colonisation ne soient pas « pro-pauvres » est renforcé dans les anciennes colonies de peuplement dans lesquelles les pauvres sont d'origine indigène.

Dans les ex-colonies sans véritable peuplement européen, la fragmentation ethnique des populations autochtones augmente le niveau d'inégalités observées et explique en grande partie la spécificité africaine. La fragmentation ethnique, qui est en partie déterminée par la présence européenne, les politiques discriminatoires menées par le colonisateur ainsi que le découpage territorial, est corrélée positivement à la mortalité des colons : quand ces derniers ne pouvaient pas s'installer en nombre du fait des mauvaises conditions sanitaires, ils avaient recours à la politique du « divide and rule », autrement dit « diviser pour régner ». De plus, la fragmentation ethnique est corrélée négativement à la densité de population en 1500,

indiquant une plus grande cohérence sociale, linguistique et culturelle dans les pays denses où les interactions sociales pouvaient être fréquentes. Les pays densément peuplés en 1500 ont été moins souvent colonisés ou l'ont été pendant une plus courte période du fait de leur plus grande résistance; ils présentent aujourd'hui de mauvaises institutions mais ont une distribution des revenus plus égalitaire. La question de savoir à quels facteurs on peut attribuer l'effet égalisateur de la densité précoloniale sur la distribution des revenus actuelle - plus courte durée de la colonisation, plus grande homogénéité ethnique, système économique et institutionnel dominants - reste ouverte par manque de bons instruments additionnels.

Les pays peu densément peuplés en 1500 et qui offraient de mauvaises conditions sanitaires pour l'installation de colons ont aujourd'hui un faible niveau de développement et de fortes inégalités. Ces deux facteurs suffisent à expliquer que ces pays, essentiellement des pays africains et latino-américains, présentent encore de nos jours de fortes inégalités par rapport aux pays asiatiques.

#### II-2-2 Le modèle géographique ou de dotations naturelles

Comme dans Cogneau et Guénard (2003), le modèle géographique ne semble pas expliquer les différences d'inégalités contrairement au modèle institutionnel en analyse transversale. À part les indicatrices relatives aux régions latino-américaine et africaine, qui ne sont par ailleurs pas différentes statistiquement, aucune des variables de la régression sur les coefficients de Gini - latitude, enclavement, terres par tête, température - ne s'avère être significative (cf. Tableau n°3). Seul le nombre de minerais dont dispose le pays est très fortement corrélé aux inégalités, reflétant le fait que les pays fortement dotés en ressources minérales potentiellement génératrices de rentes sont plus inégalitaires que les autres. La significativité de cette variable est cependant réduite au seuil de 10% sur l'échantillon de Deininger et Squire (1996).



**Tableau n°3 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini <sup>(a)</sup>**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini				
<b>Constante</b>	34.08 (4.58)	33.94 (4.65)	32.50 (4.54)	32.41 (5.04)	34.83 (7.83)
<b>Indicatrices régionales</b>					
⇒ Afrique subsaharienne	12.61*** (3.94)	12.93*** (4.16)	13.80*** (4.04)	13.94*** (4.17)	13.93*** (4.18)
⇒ Asie du Sud et de l'Est	4.45 (3.70)	4.62 (3.79)	4.97 (3.67)	5.06 (3.75)	5.08 (3.77)
⇒ Europe de l'Est et Asie Centrale	-0.107 (2.50)	0.16 (2.57)	2.25 (2.59)	2.09 (2.72)	1.71 (2.88)
⇒ Afrique du Nord et Moyen Orient	2.57 (3.75)	2.61 (3.78)	4.25 (3.71)	4.23 (3.75)	4.54 (3.84)
⇒ Amérique latine	13.94*** (3.87)	14.08*** (3.93)	14.56*** (3.82)	14.69*** (3.90)	14.57*** (3.92)
⇒ Pays développés	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Latitude</b>	0.029 (0.08)	0.033 (0.08)	0.01 (0.08)	0.01 (0.08)	-0.018 (0.11)
<b>Degré d'enclavement</b>		-0.58 (2.09)	0.016 (2.03)	-0.054 (2.09)	-0.23 (2.15)
<b>Nombre de minerais</b>			0.33*** (0.11)	0.33*** (0.12)	0.32*** (0.12)
<b>Terres arables par tête (log)</b>				0.026 (0.77)	0.03 (0.78)
⇒ Dummy « donnée manquante »				0.55 (2.68)	0.69 (2.71)
<b>Température moyenne</b>					-0.08 (0.2)
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.288	0.278	0.32	0.309	0.304
<b>Nombre d'observations</b>	126	126	126	126	126

(a) Sur l'échantillon le plus large (WIID). Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Source : Nos propres estimations.

En outre, les résultats plus approfondis de Cogneau et Guénard (2003) sur l'échantillon de pays non Européens contestent la robustesse des résultats d'Easterly (2002) qui teste la thèse des dotations en ressources naturelles. Tout d'abord, son hypothèse de constance de production des denrées dans le temps est contestable, puisqu'entre 1961 et 1998, des pays ont cessé de produire certains produits ; l'exogénéité est également contestable dans la mesure où, dans le cas des minerais par exemple, les efforts de prospection ont été menés conjointement au développement du chemin de fer. L'introduction des variables de dotations naturelles ne modifie pas l'effet des variables de gouvernance sur les inégalités et elles ne sont significatives que lorsque toutes les denrées sont prises en considération, quelle que soit leur définition (variable dichotomique de production ou non, adéquation du sol à la denrée cultivée ou proportion de terre cultivée pour le produit). De plus, l'ajout de trois produits susceptibles de bénéficier d'économies d'échelle (le tabac, le coton et le thé) aux huit produits agricoles et aux trois minerais sélectionnés arbitrairement par Easterly ne modifie pas nos doutes sur la pertinence de ses résultats. Ainsi, le modèle géographique ou de dotations naturelles n'apparaît pas satisfaisant pour expliquer le niveau structurel des inégalités régionales.

### II-2-3 La difficile recherche des facteurs explicatifs des inégalités de revenu en Afrique subsaharienne

Pourquoi des pays voisins comme le Kenya, le Burundi et l'Ouganda par exemple ont des niveaux d'inégalités si différents (les coefficients de Gini valant respectivement 0.54, 0.33 et 0.40 en 1992) ? Les modèles explicatifs précédents ont été effectués sur l'échantillon restreint aux pays africains. La tentative d'explication des inégalités relativement aux facteurs géographiques, dans la lignée des travaux de Bloom et Sachs (1998) qui s'intéressent aux facteurs explicatifs du retard de croissance dans la région, ne s'avère pas du tout concluante pour expliquer les différences d'inégalités en Afrique subsaharienne. Parmi toutes les variables introduites successivement dans les régressions transversales, aucune des variables géographiques n'est significative, à l'exception de celle relative à la présence de minerais dans les ressources nationales qui a un effet inégalitaire (coefficient égal à 0.84) significatif au seuil de 10%.

Le modèle institutionnel n'est pas beaucoup plus satisfaisant<sup>20</sup>. Comme pour la plupart des études économétriques sur les relations entre différents indicateurs de gouvernance et les performances économiques, l'analyse que l'on est en mesure de faire ne peut qu'être transversale dans la mesure où ces indicateurs ne sont collectés ou construits de manière systématique que depuis peu<sup>21</sup>. Parmi les variables institutionnelles, les degrés d'ouverture et de compétition pour le recrutement au sein du pouvoir exécutif (Gurr, Keith et Moore, 1990), ainsi que les autres variables de qualité des institutions de la base POLITY IV, sont non significatives<sup>22</sup>. Le fait d'appartenir à la zone CFA ou d'être « sous ajustement structurel » n'apparaît pas non plus significatif. Par ailleurs, l'influence des modèles institutionnels issus de la colonisation a été testée sur l'échantillon restreint aux pays africains anciennement colonisés et pour lesquels on dispose d'un coefficient de Gini et des données d'Acemoglu *et alii* (2000, 2001 et 2002)<sup>23</sup>. Les ex-colonies dans lesquelles on trouve des descendants

<sup>20</sup> Il reste que l'échantillon de pays africains dont nous disposons est sans aucun doute trop restreint pour une analyse satisfaisante de la variance intracontinentale des inégalités.

<sup>21</sup> En outre, comme le fait remarquer Danielson (2001), il n'est pas évident, si les données existaient, que la variation de la qualité des institutions dans le temps pourrait ajouter beaucoup à notre compréhension des fluctuations de la croissance ou des inégalités dans le temps.

<sup>22</sup> Cf. Tableau n°6 en Annexe. On dispose de ces indicateurs uniquement pour les pays africains.

<sup>23</sup> Cet échantillon comprend alors 21 pays seulement : le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Cameroun, le Gabon, Madagascar, le Mali, le Niger, le Soudan, le Sénégal, qui ont été colonisés par la France, la Gambie, le Ghana, le Nigeria, la Sierra Leone, la Tanzanie, l'Ouganda et l'Afrique du Sud, anciennement colonisés par le Royaume-Uni. Afin de tester la sensibilité des résultats, les pays d'Afrique du Nord (Algérie, Maroc, Tunisie et Egypte) et l'Éthiopie ont été pris en compte également pour cette analyse restreinte aux ex-colonies.

européens (Tunisie, Maroc, Egypte, Algérie, Kenya et Afrique du Sud) sont caractérisées par une faible mortalité au moment de leur mise sous tutelle européenne (à l'exception de l'Ethiopie, colonisée par l'Italie sur une très courte période (1935-1941) qui avait un faible taux de mortalité mais dans lequel on ne trouve pas de descendance européenne significative aujourd'hui). La corrélation forte (coefficient de corrélation égal à 0.83) entre la présence de descendants européens et l'existence de minerais exploitables est essentiellement due à la prise en compte de l'Algérie et de l'Afrique du Sud dans l'échantillon. Le risque d'expropriation, instrumenté par le logarithme de la mortalité au moment de la colonisation, à l'instar d'Acemoglu *et alii*, n'est pas significativement corrélé aux inégalités de revenus (ni d'ailleurs au PIB par tête).

L'origine du système légal (anglo-saxonne versus française) ou la nationalité du colonisateur ne sont pas non plus significatives, ce qui indique que cette analyse ne permet pas d'affirmer la supériorité d'un système institutionnel sur l'autre du point de vue des inégalités. Ce résultat va dans le sens inverse de ceux de Bertocchi et Canova (2002) qui valident l'importance de la nationalité du colonisateur sur la croissance en Afrique sub-saharienne.

**Tableau n°4 : Régressions sur le coefficient de Gini**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini					
	GMM					
<b>Constante</b>	196.18 (403.75)	212.57 (522.26)	186.22 (379.68)	191.23 (459.54)	203.55 (603.50)	224.83 (851.04)
<b>Risque d'expropriation</b>	-25.54 (67.92)	-28.63 (89.01)	-24.11 (63.53)	-26.61 (80.02)	-28.56 (103.68)	-31.87 (143.48)
<b>Origine du régime légal</b>						
⇒ Française		3.14 (21.95)				-4.24 (37.00)
⇒ Anglo-saxonne ou socialiste		Ref.				Ref.
<b>Pays colonisateur</b>						
⇒ France			2.69 (14.24)			
⇒ Autres			Ref.			
<b>Nombre de minerais</b>				4.50 (6.26)	4.70 (8.19)	4.94 (10.92)
<b>Réserves pétrolières</b>				0.000 (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
<b>Religion dominante</b>						
⇒ Catholique					-0.118 (0.97)	-0.15 (1.37)
⇒ Protestante, musulmane, autres					Ref.	Ref.
					Instrumentation du risque d'expropriation <sup>(a)</sup>	
<b>Constante</b>	6.43 (1.31)					
<b>Log (mortalité des colons)</b>	-0.087 (0.22)					
<b>Nombre d'observations</b>	21	21	21	21	21	21

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

(a) L'instrumentation est effectuée dans chaque spécification mais non reproduite par souci de clarté du tableau.

*Source* : Nos propres estimations.

En réalité, il semblerait que la colonisation d'exploitation en elle-même a engendré des institutions inégalitaires, indépendamment de la nationalité du colonisateur ou du nombre de colons européens qui se sont installés dans les pays (Cogneau et Guénard, 2003). Là où les colons européens se sont installés en nombre, elle a entraîné des institutions favorables à la détention du pouvoir politique et économique par une oligarchie de descendance européenne, et la perpétuation de la discrimination raciale (cas typique de l'Afrique du Sud)<sup>24</sup>. Là où les colons d'origine européenne sont partis au moment des indépendances, le même type d'institutions a perduré, fonctionnant là encore au bénéfice d'une oligarchie au pouvoir, représentant bien souvent un groupe ethnique. Ainsi, après l'indépendance, la plupart des pays colonisés étaient caractérisés par des « fossés » sociaux, ethniques et raciaux, une structure économique fortement dualiste, des systèmes de redistribution étatiques faibles et une offre de biens publics rare (Cogneau et Guénard, 2003).

Les niveaux éducatifs atteints en Afrique durant la colonisation semblent en revanche dépendre de l'identité de la puissance colonisatrice (Cogneau, 2003). Dans les ex-colonies britanniques (16 pays sur 47), les populations avaient en effet un niveau d'instruction<sup>25</sup> supérieur en 1960 par rapport aux ex-colonies françaises : la population de 15 à 60 ans des ex-colonies britanniques bénéficiait en moyenne d'une année et demie de scolarité supplémentaire par rapport à la même population de référence dans les ex-colonies françaises, soit un nombre moyen d'années de scolarité deux fois supérieur. Cet écart s'est maintenu jusqu'en 1990. Par ailleurs, sur la base de données microéconomiques, Cogneau (2003) montre que les cycles primaires sont plus souvent complets dans les ex-colonies britanniques (Ghana et Ouganda), et que le passage du primaire au secondaire y est facilité relativement aux ex-colonies françaises (Madagascar et Côte d'Ivoire). La pénétration de l'Islam et la fragmentation ethnique exercent une influence négative sur la quantité d'éducation reçue, tandis que la présence de colons européens en 1900 exerce une influence positive.

Les caractéristiques de la colonisation expliquent du moins en partie ces différences : le système britannique s'est très tôt appuyé sur les missions protestantes, l'enseignement primaire se faisait en langue vernaculaire, le nombre d'écoles secondaires et d'établissements

---

<sup>24</sup> Milanovic (2003) note également que les inégalités en Afrique sont plus élevées dans les pays où la minorité blanche s'est installée précocement et où, bien que représentant un faible pourcentage de la population, elle est plus importante qu'ailleurs et bien implantée, typiquement comme en Afrique du Sud et au Zimbabwe.

<sup>25</sup> Nombre moyen d'années de scolarisation de la population adulte en 1960, taux d'alphabétisation en 1970 et taux bruts de scolarisation primaire et secondaire en 1960.

supérieurs y était plus important que dans les ex-colonies françaises caractérisées par un système laïque, gratuit (donc très coûteux pour l'administration coloniale), plus élitiste et plus directement contraignant par rapport aux systèmes locaux préexistants.

Cependant, les différences constatées en matière d'éducation ne se traduisent pas dans des écarts de développement significatifs aujourd'hui ; déjà en 1960, le PIB par travailleur est plus élevé d'environ 25% dans les ex-colonies françaises par rapport à l'ensemble des ex-colonies et en particulier par rapport aux ex-colonies britanniques. Cet avantage est maintenu en 1990. D'autre part, l'espérance de vie, contrôlée de la prévalence du virus HIV, est faiblement supérieure en 1960 et en 1990 dans les ex-colonies britanniques qui ont fait entre ces deux dates autant de progrès que les autres pays. L'avantage éducatif des ex-colonies britanniques ne s'est pas non plus traduit par de meilleurs rendements éducatifs : l'exemple des quatre pays retenus par l'auteur pour l'étude microéconomique montre en effet que les rendements éducatifs étaient significativement plus faibles dans les ex-colonies britanniques en 1990. Ainsi, comme chez La Porta *et alii* (1998 et 1999), Cogneau (2003) conclut sur le fait que l'influence de l'identité du colonisateur à l'avantage des britanniques est confirmée en matière de scolarisation mais sans conséquence notable du point de vue de la croissance ultérieure. Par ailleurs, comme chez Acemoglu *et alii* (2001 et 2002), l'influence de la colonisation de peuplement européenne sur le développement de l'école et les performances économiques est confirmée.

**CONCLUSION**

Ces résultats signifient-ils que l'ampleur du peuplement colonial européen et la discrimination raciale ou ethnique qui en découle constituent les facteurs explicatifs principaux des niveaux élevés d'inégalités de revenu observés en Amérique Latine ou en Afrique ? Cet élément est évidemment tout à fait considérable dans des pays comme le Brésil ou l'Afrique du Sud<sup>26</sup>. Néanmoins il ne suffit pas à expliquer l'ampleur des inégalités observées dans la plupart des cas, et notamment dans les pays africains où la population de descendance européenne n'est qu'une petite minorité et où les inégalités de revenu entre ethnies sont limitées.

Ces recherches nous permettent d'affirmer que l'ampleur de la colonisation de peuplement dans les ex-colonies a non seulement eu une influence persistante sur le niveau de revenu par tête des pays mais également sur leur niveau d'inégalités. Pourtant, même s'il semble que les facteurs institutionnels, et en particulier l'héritage légal de la colonisation, jouent un rôle sur les trajectoires particulières des pays, tant au niveau de la croissance qu'en termes de répartition des revenus, rien n'indique que le système légal de type anglo-saxon soit plus performant que celui qui est dérivé du modèle français, au contraire de ce qu'affirment la plupart des chercheurs qui s'inscrivent dans le courant de recherche de la « nouvelle économie comparative » sur ces questions. Par contre, il semble que le fait d'être doté de ressources en minerais est assez systématiquement associé à de fortes inégalités de revenus dans le pays. Ces ressources sont en effet génératrices de rentes pour une petite minorité nationale qui continue de cautionner l'exploitation de ces ressources par des compagnies étrangères dans une logique extractive et sans objectif redistributif. Après les indépendances, en Amérique Latine comme en Afrique, le dualisme des économies et les structures étatiques ont en effet continué à alimenter les conflits ethniques pour la captation des rentes, engendrant un clientélisme à base ethnique pour l'accès à l'emploi public ou pour les choix d'investissement.

Par rapport à ces grandes questions, les résultats obtenus jusqu'à présent ne sont guère que suggestifs. Ils soulignent néanmoins que les différences en matière d'inégalités dans les anciennes colonies sont moins dues aux différences de philosophie politique des colonisateurs qu'aux différences dans le type de colonisation (peuplement, extraction-exploitation) et aux

---

<sup>26</sup> Qui comprennent respectivement environ 45% et 10% de population blanche.

différences initiales entre les régions colonisées (densité de peuplement, ancienneté des États précoloniaux). Il reste que les niveaux d'inégalités et la qualité des institutions ne sont pas irrémédiablement « prédestinés » par la géographie ou l'histoire longue des pays. Malgré la pertinence du modèle institutionnel pour déterminer le niveau structurel des inégalités dans les pays, d'autres explications restent à trouver, relatives aux dimensions politiques, socio-économiques et démographiques des pays pour expliquer les évolutions des inégalités perceptibles au niveau des pays.

### **BIBLIOGRAPHIE**

Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2000), The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation, *NBER Working Paper*, n°7771, June.

Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2001), The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation, *The American Economic Review*, vol. 91, n°5, pp1369-1401.

Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2002), Reversal of Fortune: Geography and Institutions in the Making of the Modern World Income Distribution, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, Issue 4, pp1131-1294.

Bairoch P. (1988), Cities and Economic Development: from the Dawn of History to the Present, *University of Chicago Press*, Chicago.

Bairoch P. (1997), Du ou des Tiers-Monde, Victoires et déboires III, dans Histoire économique et sociale du monde du XVI<sup>ème</sup> siècle à nos jours, *Collection Folio/Histoire*, Gallimard.

Beck T., Demirgüç-Kunt A., Levine R. (2002), Law and Finance: Why Does Legal Origin Matter?, *World Bank*, mimeo, August.

Bertocchi G., Canova F. (2002), Did colonization matter for growth? An empirical exploration into the historical causes of Africa's underdevelopment, *European Economic Review*, n°46, pp1851-1871.

Bloom D.E., Sachs J.D. (1998), Geography, Demography and Economic Growth in Africa, *Brookings Papers on Economic Activity*, 1998:2, pp207-295.

Chong A., Calderón C. (2000), Institutional Quality and Income Distribution, *Economic Development and Cultural Change*, vol. n°48, n°4, pp761-786.

Cogneau D. (2003), Colonisation, School and Development in Africa : an Empirical Analysis, *DIAL*, mimeo.

Cogneau D., Guénard C. (2003), Colonization, Institutions and Inequality; A Note on Some Suggestive Evidence, *Document de travail DIAL DT/2003/05*, June.

- Danielson A. (2001), Economic and Institutional Reforms in French-Speaking West Africa: Impact on Efficiency and Growth, *Working Papers n°2001/13*, Lund University, August.
- Djankov S., La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A. (2002), Appropriate Institutions, *World Bank*, mimeo, May.
- Easterly W. (2002), Inequality *does* Cause Underdevelopment: new evidence, *Center for Global Development*, Working Paper n°1, June.
- Easterly W., Levine R. (1997), Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, Issue 4, pp1203-1250.
- Gastil R.D. (1988), Freedom in the world: political rights and civil liberties 1987-1988, Freedom House, Londres, 450p.
- Gurr T., Keith J., Moore W. (1990), The Transformation of the Western State: the Growth of Democracy, Autocracy and State Power Since 1800, *Studies in Comparative International Development*, vol. n°25, n°1, pp73-108.
- Hayek F.A. von (1960), The Constitution of Liberty, *The University of Chicago Press*.
- Kaufmann D., Kraay A., Zoido-Lobaton P. (2002), Governance Matters II: Updated Indicators for 2000/01, *World Bank Policy Research Department Working Paper n°2772*, January.
- Knack S. (2002), Social Capital, Growth, and Poverty: A Survey of Cross-Country Evidence, chapter 11 in *The Role of Social Capital in Development: An Empirical Assessment*, edited by C. Grootaert and T. van Bastelaer, Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Kuznets S. (1955), Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, vol. 45, Issue 1, March, pp1-28.
- Landes D.S. (2000), Richesse et pauvreté des nations. Pourquoi des riches ? Pourquoi des pauvres ?, traduction française, *édition Albin Michel*, Paris.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W. (1998), Law and Finance, *Journal of Political Economy*, vol. 106, Issue 6, December, pp1113-1155.
- La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W. (1999), The Quality of Government, *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 15, n°1, April, pp222-279.
- McArthur J.W, Sachs J.D. (2001), Institutions and Geography: Comment on Acemoglu, Johnson and Robinson (2000), *NBER Working Paper n°8114*, February.
- Milanovic B. (2003), Is inequality in Africa really different?, *World Bank*, mimeo, May.
- North, D. C. (1991), Institutions, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 5, n°1, pp97-112.
- Parker P.M. (1997), National Cultures of the World: A Statistical Reference, *Greenwood Press*.



Rajan R.G., Zingales L. (2001), The great reversals: the politics of financial development in the 20<sup>th</sup> century, *NBER Working Paper* n°8178, March.

Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. (2002), Institutions Rule: the Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development, *IMF Working Paper* n°02/189, November.

Sachs J.D. (2001), Tropical Underdevelopment, *NBER Working Paper* n°8119.

Sokoloff K.L., Engerman S.L. (2000), « Institutions, Factor Endowments and Path of Development in the New World », *Journal of Economic Perspectives*, 14(3).

WIID (2000), World Income Inequality Database, UNU/WIDER-UNDP, version 1.0, 12 septembre 2000, téléchargeable sur [www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm](http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm).

**ANNEXE**
**Tableau n°5: Sources des données utilisées**

<b>Variables</b>	<b>Sources</b>
Coefficient de Gini	WIID, UNU/WIDER-UNDP, 2000
PIB par tête (en PPA base 100 en 1995))	CHELEM- CEPII, 2002
Surface de terres arables par tête (log)	WDI 2000
Dummy régionale	-
Dummy décennale	-
Latitude	Parker (1997)
Enclavement	Parker (1997)
Nombre de minerais	Parker (1997)
Réserves pétrolières	Parker (1997)
Fragmentation ethnolinguistique	La Porta <i>et alii</i> (1999) ; Easterly et Levine (1997)
Origine du régime légal, commercial ou juridique (anglais, français, socialiste)	La Porta <i>et alii</i> (1999)
Religions (% population) : catholique, protestante, musulmane, autres	La Porta <i>et alii</i> (1999)
Risque d'expropriation (moyenne 1985-1995)	Acemoglu <i>et alii</i> , 2000, 2001
Mortalité des colons	Acemoglu <i>et alii</i> , 2000, 2001
Qualité des institutions	Easterly et Levine (1997), Political Risk Services, <i>International Country Risk Guide</i> (ICRG)
Indicateur de libertés civiles	Gastil (1988)
Indicateur de liberté politique	Gastil (1988)

**Tableau n°6: Autres sources de données utilisées pour les pays africains**

<b>Variables</b>	<b>Sources</b>
Episode socialiste (a connu un ...)	Gastil (1988)
Conflit (a connu un conflit durant les 15 dernières années)	A partir du <i>Africa Research Program</i> (ARP)– Harvard University
Dummy zone CFA	idem
Dummy « sous ajustement »	idem
Degré de centralisation	Gurr, Keith et Moore, 1990, dans POLITY IV
Degré d'indépendance du pouvoir exécutif	idem
Régulation de la participation politique	idem
Compétitivité de la participation politique	idem
Degré d'ouverture du recrutement pour le pouvoir exécutif	idem
Degré de compétition du recrutement exécutif	idem

**Tableau n°7: Caractéristiques des pays colonisés**

<b>Pays</b>	<b>Risque d'expropriation (moyenne 1985-1995)</b>	<b>Colons (% dans la pop. totale en 1900)</b>	<b>Descendants européens (% de la pop. totale en 1975)</b>	<b>Estimation de la mortalité au début de la colonisation</b>	<b>Pays colonisateur (qui a détenu le pouvoir en dernier)</b>
Afrique du Sud	6,86	0,22	0,16	15,5	Royaume Uni
Algérie	6,5	0,13	0	78,2	France
Australie	9,32	0,98	0,99	8,55	Royaume Uni
Bahamas	7,5	0,1	0,1	85	Royaume Uni
Bangladesh	5,14	0	0	71,41	Royaume Uni

## CHAPITRE 2 — FACTEURS EXPLICATIFS STRUCTURELS DU NIVEAU DES INEGALITES ECONOMIQUES

Pays	Risque d'expropriation (moyenne 1985-1995)	Colons (% dans la pop. totale en 1900)	Descendants européens (% de la pop. totale en 1975)	Estimation de la mortalité au début de la colonisation	Pays colonisateur (qui a détenu le pouvoir en dernier)
Bolivie	5,64	0,3	0,3	71	Espagne
Brésil	7,91	0,4	0,55	71	Portugal
Burkina Faso	4,45	0	0	280	France
Cameroun	6,45	0	0	280	France
Canada	9,73	0,99	0,98	16,1	Royaume Uni
Chili	7,82	0,5	0,5	68,9	Espagne
Colombie	7,32	0,2	0,25	71	Espagne
Costa Rica	7,05	0,2	0,2	78,1	Espagne
Côte d'Ivoire	7,00	0	0	668	France
Egypte	6,77	0,01	0	67,8	Royaume Uni
Equateur	6,55	0,3	0,3	71	Espagne
Etats Unis	10	0,88	0,84	15	Royaume Uni
Ethiopie	5,73	0	0	26	Italie
Gabon	7,82	0	0	280	France
Gambie	8,27	0	0	1470	Royaume Uni
Ghana	6,27	0	0	668	Royaume Uni
Guatemala	5,14	0,2	0,23	71	Espagne
Guinée	6,55	0	0	483	France
Guyane	5,89	0,02	0,02	32,18	Royaume Uni
Honduras	5,32	0,2	0,2	78,1	Espagne
Hong Kong	8,14	0,04	0	14,9	Royaume Uni
Inde	8,27	0	0	48,63	Royaume Uni
Indonésie	7,59	0	0	170	Pays Bas
Jamaïque	7,09	0,02	0,1	130	Royaume Uni
Kenya	6,05	0,01	0	145	Royaume Uni
Madagascar	4,45	0	0	536,04	France
Malaisie	7,95	0	0	17,7	Royaume Uni
Mali	4,00	0	0	2940	France
Maroc	7,09	0,01	0	78,2	France
Mexique	7,5	0,15	0,15	71	Espagne
Nicaragua	5,23	0,2	0,2	163,3	Espagne
Niger	5	0	0	400	France
Nigéria	5,55	0	0	2004	Royaume Uni
Nouvelle Zélande	9,73	0,93	0,92	8,55	Royaume Uni
Ouganda	4,45	0	0	280	Royaume Uni
Pakistan	6,05	0	0	36,99	Royaume Uni
Panama	5,91	0,2	0,2	163,3	Royaume Uni
Paraguay	6,95	0,25	0,25	78,1	Espagne
Pérou	5,77	0,3	0,3	71	Espagne
République Dominicaine	6,18	0,25	0,25	130	Espagne
Salvador	5,00	0,2	0,2	78,1	Espagne
Sénégal	6,00	0	0	164,66	France
Sierra Leone	5,82	0	0	483	Royaume Uni
Singapour	9,32	0,05	0	17,7	Royaume Uni
Soudan	4,00	0	0	88,2	Royaume Uni
Sri Lanka	6,05	0	0	69,8	Royaume Uni
Tanzanie	6,64	0	0	145	Royaume Uni
Trinidad et Tobago	7,45	0,4	0,4	85	Portugal
Tunisie	6,45	0,03	0	63	France
Venezuela	7,14	0,2	0,2	78,1	Espagne
Vietnam	6,41	0	0	140	France

Source : Acemoglu et alii, 2000, 2001; Bairoch, 1997



## **CHAPITRE 3**

**Etude des déterminants démo-économiques de l'évolution des inégalités**

## **INTRODUCTION**

Alors que les travaux sur les liens entre croissance et institutions cherchent à identifier les profonds déterminants structurels du niveau de développement des pays, la littérature sur la « comptabilité de la croissance » met l'accent sur les principales causes de la croissance, incluant le capital (physique et humain) et les politiques macroéconomiques et structurelles. On ne peut en effet lier les variations d'inégalités dans un pays à la seule évolution du produit par habitant au cours du temps. Dès les années 1970, l'influence de certaines variables sur la variation des parts de revenu des différentes catégories de ménages observée d'un pays à un autre a pu être testée. Par exemple, Ahluwalia (1976, 1979) examine l'influence de variables de structure (part de l'agriculture dans le PIB par exemple) et de variables socio-économiques telles que la scolarisation primaire ou secondaire ou encore la croissance démographique et parvient à expliquer 50% des différences d'inégalités entre pays. L'une des conclusions les plus importantes de son étude est que la distribution des revenus dépend en partie de variables sur lesquelles les choix de politique économique peuvent avoir une influence<sup>1</sup>.

Bien d'autres études ont cherché à expliquer les différences de développement - et d'inégalités - entre pays ainsi que leurs évolutions. La première section de ce chapitre fait la recension des études empiriques qui cherchent les facteurs explicatifs de l'évolution à moyen terme des inégalités<sup>2</sup>. Les diverses études empiriques, menées sur un groupe de pays ou un pays en particulier, permettent en effet de dégager des éléments essentiels pour expliquer la persistance des inégalités même s'il apparaît souvent difficile d'en tirer des conclusions générales puisque leurs effets distributifs sont parfois contradictoires. Après avoir discuté sommairement de l'impact potentiel des politiques macroéconomiques de libéralisation et d'ajustement sur la pauvreté et les inégalités (Section II), on présente nos propres résultats sur la recherche des déterminants démo-économiques de l'évolution des inégalités, sur un échantillon international de pays puis sur un échantillon restreint aux pays africains (Section III).

### ***SECTION I : Les facteurs explicatifs de l'évolution des inégalités à moyen terme et leur impact***

---

<sup>1</sup> Bien que ses estimations montrent que la part de revenu des 40% des ménages les plus pauvres baisse de 12% à 10% lorsque le revenu par habitant passe de 250 à 500 dollars, des mesures compensatoires peuvent augmenter leur part de revenu: une amélioration du taux d'alphabétisme de 30% à 100% l'augmente de 3,4%, une baisse de la croissance démographique de 3% à 1,5% la fait progresser de 1,7 points et une proportion croissante de la population vivant en zone urbaine (de 30% à 50%) l'améliore de 1,1%, soit au total un potentiel de 6,2 points.

<sup>2</sup> Les principaux articles empiriques sur les différences de taux de croissance par tête et/ou d'inégalités non recensés

***sur la pauvreté***

La recension des nombreux articles qui est à l'origine de cette section a permis de retenir essentiellement quatre facteurs explicatifs de l'évolution des inégalités dans les pays et de dégager leur impact sur l'incidence de pauvreté : l'éducation des populations ou encore le niveau de capital humain des pays, le caractère plus ou moins dualiste des économies, la structure du marché du travail et les politiques mises en œuvre sur ce marché et enfin la répartition des actifs productifs, ou répartition « patrimoniale », et particulièrement la répartition foncière.

**I-1 Capital humain et incidence des dépenses publiques sociales.**

La dimension éducative qui renvoie aux différences de dotations en capital humain des individus constitue un thème récurrent dans la littérature empirique sur les inégalités. En outre, la théorie économique prédit souvent un impact égalitaire de l'éducation. La relation inverse entre inégalités et éducation est notamment modélisée par Chiu (1998) dans un modèle intergénérationnel. Non seulement une plus forte égalité des revenus d'une génération impliquerait une accumulation de capital humain plus importante, mais également une amélioration dans la distribution initiale des revenus de toutes les générations qui en découlent puisque le niveau éducatif moyen de la population a augmenté<sup>3</sup>.

En fait, l'éducation est au centre de deux cercles vertueux. D'une part, l'accumulation de capital humain, mesurée par le niveau éducatif atteint par la population, stimule la croissance. L'éducation augmente les qualifications des individus et leur productivité au travail; elle est source de revenus plus importants. La théorie de la croissance endogène développée notamment par Romer (1986, 1990), Lucas (1988), Barro (1991) insiste également sur l'apport de l'éducation à la croissance grâce à la production de progrès technologiques et à des externalités positives au niveau d'une société. Le second cercle vertueux renverse les liens de causalité entre croissance et éducation: la croissance stimule à son tour les investissements en capital humain.

Les résultats des études empiriques menées par Bourguignon et Morrisson (1990) sur 36 pays en développement montrent qu'une augmentation de 1% de travailleurs ayant au moins un niveau d'éducation secondaire augmente la part de revenu reçue par les 40% plus pauvres de 6% et celle

---

dans cette section sont synthétisés dans le Tableau n°8 en Annexe.

<sup>3</sup> Cependant, certains aspects comme la prise en compte de la structure de la population peuvent nuancer cette tendance. En effet, l'étude de Fournier (1997) sur l'expérience taïwanaise de 1976 à 1992 met en évidence l'impact inégalitaire de la distribution d'éducation par groupes d'âge puisque l'amélioration du niveau éducatif moyen de la population est entièrement le fait des plus jeunes cohortes.

reçue par les 60% plus pauvres de 15%. L'éducation joue dans le sens d'une réduction des inégalités. Leur étude plus récente (1998) sur 38 pays donne des résultats encore plus marqués: une augmentation de la part du revenu des trois quintiles inférieurs de 28% et une baisse de celle du quintile supérieur de 37%. Le pouvoir explicatif de l'éducation secondaire sur les différences d'inégalités entre pays est cependant assez sensible à la composition de l'échantillon de pays ainsi qu'à la période considérée. Ainsi, son effet distributif positif devient limité lorsque les régressions sont effectuées sur un nombre restreint de pays et sur la base de données plus récentes<sup>4</sup>. D'autres résultats empiriques sur plus de 80 pays montrent qu'une distribution des revenus plus égalitaire va de pair avec des investissements plus importants dans l'éducation (Birdsall et Sabot, 1994). D'après les estimations de Birdsall, Ross et Sabot (1995) sur le Brésil et la Corée du Sud, 27% de la différence entre les taux de participation secondaire peuvent être expliqués par les différences de PIB par tête entre les différentes catégories de ménages.

L'intervention publique au niveau des différents niveaux éducatifs joue un rôle essentiel dans la persistance des inégalités. Le niveau de dépenses alloué par les Etats aux diverses institutions scolaires ou universitaires est révélateur de la plus ou moins grande prise de conscience des gouvernements de l'importance de ce facteur pour la progressivité du système fiscal en général<sup>5</sup> mais également de leur capacité - et de leur volonté politique - à concentrer les efforts budgétaires dans ce domaine. Dans beaucoup de pays, l'éducation privée prend le relais lorsque la qualité de l'enseignement public se dégrade ce qui contribue à rendre le système plus inégalitaire<sup>6</sup>.

---

<sup>4</sup> Les auteurs notent que ce résultat est contradictoire par rapport à d'autres études où le pouvoir explicatif de l'éducation sur les inégalités de revenu entre pays dans les années 1980 est fort. Leur premier échantillon de pays sur des données de 1970 est biaisé par la forte représentation de pays africains (13 parmi 38 au total) caractérisés par des taux de scolarisation parmi les plus faibles des pays en développement, ce qui explique l'exagération du pouvoir explicatif de l'éducation sur les inégalités dans une approche comparative. La sous-représentation de ces pays dans l'échantillon de 1985 réduit l'importance de ce facteur dans l'explication des différences d'inégalités entre pays. Pourtant, les résultats de Bourguignon (1993) montrent que l'éducation secondaire constitue un important stimulant à la croissance et à l'égalisation des revenus même lorsque l'on prend en compte la spécificité africaine.

<sup>5</sup> En effet, alors que dans les pays développés, les canaux de redistribution que sont les assurances sociales, les impôts et les transferts représentent 30 à 50% du PIB, ils ne représentent que bien moins de 30% du PIB dans les pays en développement. Surtout, les recettes fiscales viennent principalement d'impôts et de droits indirects dont l'incidence distributive est difficile à déterminer mais qui sont généralement non progressifs, les transferts monétaires et les prestations non contributives sont rares et remplacés par des prestations en nature et des aides alimentaires qui représentent une faible part du PIB. Dès lors, on considère souvent que les dépenses sociales d'éducation, de santé et le financement d'infrastructures sociales restent les seuls instruments de redistribution importants (Bourguignon, 2000).

<sup>6</sup> Les différences régionales quant aux "performances éducatives" sont significatives. Birdsall, Ross et Sabot (1995) notent que contrairement aux autres régions en développement pour lesquelles une augmentation quantitative de l'éducation est accompagnée d'une dégradation de sa qualité, surtout pour les pauvres, l'Asie de l'Est a connu une amélioration à la fois quantitative et qualitative de l'éducation.



En 1960, la part des dépenses publiques d'éducation était de 2,5% du PIB en Asie de l'Est, 2,4% en Afrique sub-saharienne, 2,2% dans les autres pays en développement (Birdsall et Sabot, 1994). Les trois décennies suivantes sont caractérisées par une augmentation sensible des parts budgétaires du poste « éducation » dans toutes les régions: en 1989, la part du PIB qui y est consacré est de 4,1% en Afrique, de 3,7% en Asie de l'Est et seulement de 3,6% dans les autres pays en développement. En revanche, en Afrique sub-saharienne, les dépenses réelles par habitant ont baissé depuis le milieu des années 1980. Les dépenses de santé restent actuellement faibles<sup>7</sup>; lorsqu'elles sont allouées aux soins curatifs de pointe (hospitalisation, équipement médical moderne), ces dépenses bénéficient proportionnellement plus aux catégories aisées de la population, tout comme les dépenses qui sont orientées vers les niveaux éducatifs post-secondaires<sup>8</sup>, ce qui peut contribuer au renforcement des inégalités et à une certaine régressivité des dépenses publiques.

De fortes inégalités rendent nécessaires des politiques redistributives ou des orientations budgétaires renforcées vers les niveaux éducatifs primaire et secondaire ainsi qu'une amélioration de l'accès aux soins préventifs pour les plus défavorisés. Bien que les dépenses publiques d'éducation ne soient pas plus élevées en Asie de l'Est en proportion du PIB par rapport aux autres régions en développement, la part budgétaire pour l'éducation primaire et secondaire a été plus élevée. Par exemple, en 1985, la Corée du Sud consacrait 10% de ses dépenses éducatives à l'enseignement supérieur alors que le Venezuela lui en consacrait 43%, ce qui explique en partie du moins la meilleure performance éducative, tant quantitative que qualitative, de la Corée<sup>9</sup>.

Finalement, deux facteurs explicatifs semblent robustes pour appréhender la plus forte expansion du système éducatif et des taux de participation est-asiatiques: la plus forte croissance économique et un déclin plus rapide de la fécondité (Birdsall, Ross et Sabot, 1995). L'impact de l'éducation est en effet même perceptible au niveau d'un ménage à travers une plus faible fécondité et une meilleure capacité à améliorer efficacement la santé et la nutrition de ses membres (Becker, 1965; Schultz 1995). Néanmoins, du côté de la demande d'éducation, il est probable que les contraintes

<sup>7</sup> Les dépenses publiques pour la santé constituent 1.2% du PIB sur la période 1990-1997 (World Bank, African Development Indicators, 2001).

<sup>8</sup> En 1994, les dépenses par étudiant pour le niveau supérieur sont estimées à 59% du PIB par tête au Burkina Faso, entre 34% et 38% pour le Zimbabwe, la Zambie et le Lesotho, entre 21% et 27% pour la Côte d'Ivoire, la Gambie, la Mauritanie et entre 12% et 16% pour la Namibie et la Mauritanie (World Bank, World Development Indicators, 2000).

<sup>9</sup> Le Brésil consacre 41,3% des dépenses éducatives pour l'éducation primaire, 8,6% pour l'éducation secondaire et 26,7% pour les niveaux supérieurs. Ses performances éducatives sont très faibles, le niveau moyen atteint étant de 3,9 années de scolarité (contre 8,7 années en Argentine, 7,5 au Chili). Pourtant, par rapport aux autres pays du continent, la part allouée aux niveaux primaire et supérieur est relativement élevée au Brésil et contraste fortement avec les pays asiatiques à forte croissance: en Indonésie, Corée, Thaïlande et Malaisie, les dépenses pour les niveaux supérieurs représentent moins de 15% des dépenses en éducation (Clements, 1997).

budgétaires, combinées à un moindre accès au crédit, incitent les ménages pauvres à ne pas investir dans le capital humain de leurs enfants.

L'éducation contribue donc à expliquer les inégalités entre pays via le processus de croissance. Pourtant, le second cercle vertueux évoqué ci-dessus renverse les liens de causalité entre éducation et croissance: l'éducation diminue les inégalités, ce qui stimule l'investissement en capital humain et par conséquent la croissance. Une population mieux éduquée est à la fois cause et conséquence de plus faibles inégalités.

En définitive, deux effets inverses sont susceptibles d'influencer les inégalités. Parce qu'une amélioration de l'éducation augmente le nombre de travailleurs éduqués à hauts revenus, les inégalités peuvent s'accroître plutôt que diminuer ("composition effect"). C'est le cas du Brésil: compte tenu de la faible amélioration du système éducatif, l'effet de composition a prédominé puisque les inégalités de salaires ont augmenté de 4% sur la période 1976-85 (Birdsall, Ross et Sabot, 1995)<sup>10</sup>. Mais en même temps, avec un plus haut niveau éducatif, la relative abondance de travailleurs éduqués peut engendrer une moindre rémunération marginale du travail qualifié (réduction de la prime sur les salaires des employés qualifiés) et donc une compression de la structure des salaires ("compression effect"). Le cas de la Corée du Sud montre que si l'éducation s'améliore rapidement pour tous les segments de la population, les inégalités de rémunération peuvent être plus que compensées par la domination de l'effet de compression.

Au regard des considérations précédentes, il apparaît difficile de conclure sur l'effet du capital humain sur les inégalités. Bien que les analyses théoriques inspirées du courant de la croissance endogène considèrent l'éducation comme un facteur déterminant de la croissance, elle-même favorisée par une certaine égalité dans les dotations en capital humain, l'évidence empirique ne permet pas de dégager une tendance claire de l'effet de l'éducation sur les inégalités<sup>11</sup>. Il n'en demeure pas moins que l'éducation constitue un facteur clé pour expliquer les inégalités entre individus et une source de développement humain sur lequel les gouvernements doivent concentrer leurs efforts budgétaires. Reste à savoir s'il vaut mieux redistribuer dans le futur en investissant des

---

<sup>10</sup> L'étude de Fournier (1997) montre que le marché du travail taïwanais n'a eu que peu d'impact sur les variations d'inégalités des revenus du travail entre 1976 et 1992 alors que de profonds changements ont caractérisé la structure de l'économie du pays sur la période considérée. Les deux effets contraires relatifs à la liaison entre capital humain et emploi ont influencé l'évolution des inégalités et ont abouti à un impact total faible.

<sup>11</sup> En revanche, la probabilité d'être pauvre diminue avec des niveaux d'éducation plus élevés et la valorisation du capital humain des individus sur le marché du travail. Voir par exemple Fiszbein et Psacharopoulos (1995) pour une étude sur 7 pays latino-américains, Grootaert (1997) pour une analyse sur des données en panel sur la Côte d'Ivoire.

fonds publics dans le domaine de l'éducation et de la santé, ou utiliser les instruments fiscaux et les programmes de transferts en nature pour accroître rapidement le revenu des plus pauvres. « *En règle générale, la redistribution dans les pays en développement devrait associer ces deux objectifs et devrait donc être axée tant sur les revenus actuels que sur les actifs futurs – le capital humain par exemple – mais les groupes de population ciblés pourraient ne pas être les mêmes dans les deux cas* » (Bourguignon, 2000).

## **I-2 Dualisme, analyse sectorielle de la croissance et migrations**

Dans le débat sur les relations entre développement économique et inégalités dans la distribution des revenus, le rôle du dualisme entre secteur rural et secteur urbain est souvent invoqué d'un point de vue empirique<sup>12</sup>. Son importance en tant que facteur explicatif des différences d'inégalités de revenus d'un pays à un autre a été mise en évidence notamment grâce à l'étude économétrique de Bourguignon et Morrisson (1998) précédemment citée. Le dualisme économique est approché par la productivité relative du travail dans l'agriculture par rapport aux autres secteurs. Il se révèle être fortement significatif lorsque les régressions sont effectuées sur les quintiles supérieurs de revenu<sup>13</sup>. Cependant, cette variable qui ne mesure que les différentiels de productivité entre zones urbaines et rurales reste très imparfaite dans la mesure où son calcul nécessite des informations intermédiaires qui font parfois défaut ou sont mal appréciés dans les pays en développement : répartitions de la population active et de la valeur ajoutée entre secteurs, allocations des temps de travail etc. De plus, une définition du dualisme économique qui se limite aux disparités intersectorielles reste insatisfaisante dans la mesure où elle ne permet pas d'appréhender les inégalités de rémunération sur le marché du travail à l'intérieur des secteurs : dans le secteur agricole par exemple, entre cultures de rentes et cultures vivrières, mais également dans le secteur urbain de production de biens manufacturés, entre secteurs formel et informel. Le dualisme intersectoriel ne permet pas plus d'apprécier les disparités issues des dotations en capital humain, ni les rendements scolaires différenciés sur le marché du travail. Aussi, le dualisme défini de manière plus large serait sans doute un déterminant encore plus important des inégalités si l'on était en mesure d'en quantifier toutes les dimensions, ce qui reste à faire.

<sup>12</sup> Dès les années 1970, Cromwell (1977) attribue la croissance des inégalités dans les premiers stades du développement au dualisme qui se développe dans les économies capitalistes. Son étude porte sur des données pour 67 pays (1945-1969).

<sup>13</sup> Cependant, son pouvoir explicatif s'amenuise lorsque la variable dépendante est remplacée par les quintiles du bas de la distribution.

Néanmoins, la composition sectorielle de la croissance peut être un élément important dans l'évolution de la pauvreté puisque le pourcentage de pauvres est généralement plus élevé dans les zones rurales qu'en zone urbaine dans la plupart des pays en développement. Datt et Ravallion (1996) ont étudié le cas de l'Inde pour lequel il existe une très longue série d'enquêtes nationales auprès des ménages depuis 1951. Les auteurs mesurent l'importance de la croissance intra sectorielle dans la réduction de la pauvreté, l'impact des migrations du secteur rural vers le secteur urbain et les éventuels effets de diffusion entre les secteurs. L'économie planifiée de l'Inde a été longtemps accusée d'avoir été biaisée au détriment du secteur rural. Les critiques virulentes à l'égard de la planification étaient motivées par le sentiment que la distribution alimentaire et les politiques de prix avaient favorisé les consommateurs urbains et que les différences entre les deux secteurs s'accroissaient en termes d'économie et de statut social. Leurs résultats montrent que la part du secteur urbain dans la consommation totale a augmenté depuis 1960. La différence historique des niveaux de vie entre les deux secteurs est maintenue sur les trois décennies étudiées. La croissance de la consommation et la baisse de la pauvreté depuis les années 1970 sont attribuables à la croissance à l'intérieur des secteurs. Le processus « à la Kuznets » de migration entre secteurs compte pour très peu, seulement pour 6% dans la croissance de la consommation<sup>14</sup>.

Les estimations de l'élasticité des mesures de pauvreté de Datt et Ravallion (1996) mettent en évidence le fait que c'est surtout la croissance rurale qui a eu un impact significatif sur la pauvreté dans les deux secteurs alors que la croissance urbaine n'a eu d'effet que sur la pauvreté urbaine. Cela suggère que des effets distributifs significatifs ont opéré dans les zones urbaines. En effet, la croissance de la consommation urbaine a accru les inégalités en zone urbaine alors que la croissance rurale a amélioré la distribution urbaine.

L'analyse de l'impact de la composition productive de la croissance sur la pauvreté montre que, concentrée sur les secteurs primaire et tertiaire, elle a réduit la pauvreté à la fois en zones urbaine et rurale alors que, située dans le secteur secondaire, elle a contribué à l'effet contraire. En fait, il apparaît que la baisse de la pauvreté n'est pas due à la croissance du secteur tertiaire en soi mais plutôt à l'augmentation de la différence entre la production du secteur tertiaire et celle du « petit »

---

<sup>14</sup> Une méthodologie identique a été appliquée par Daniere (1996) pour la Thaïlande. L'auteur conclut que la pauvreté rurale en général et celle de la métropole de Bangkok ne peuvent qu'être partiellement expliquées par les migrations des ménages pauvres ruraux vers les zones urbaines selon le modèle de Lewis (1954) ou de Harris et Todaro (1970). De même, l'augmentation des inégalités en Amérique latine sur la décennie 1980 est due à des changements à l'intérieur des secteurs plutôt qu'à des mouvements entre secteurs (Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee, Wood, 1995). La même

secteur secondaire, ce qui n'apparaît pas étonnant lorsque l'on sait que le secteur tertiaire des pays en développement est composé de multiples activités allant de la finance au petit commerce de détail. C'est bien, en plus du secteur primaire, la partie informelle du tertiaire qui importe pour les pauvres. Malgré les changements sectoriels substantiels durant les quarante dernières années, la pauvreté est toujours essentiellement rurale en Inde (74% des pauvres sont des ruraux en 1990).

Le cas de l'Indonésie étudié par Huppi et Ravallion (1991) sur la période d'ajustement 1984-1987 présente des conclusions similaires à celui de l'Inde. La pauvreté a baissé significativement sur la période grâce aux gains importants qui ont été faits dans le secteur agricole ; ils comptent pour 70% dans la baisse de la pauvreté. La chute de la pauvreté parmi les travailleurs ruraux à leur compte a eu la plus large influence au niveau agrégé (48% de la baisse du taux de pauvreté), suivie par la contribution de l'amélioration du niveau de vie des salariés agricoles (11%). Du fait de faibles contraintes à la mobilité des travailleurs, les mouvements de population entre les différents secteurs d'emploi ont compté pour 13% dans la réduction du taux de pauvreté. La croissance économique et la réduction des inégalités de consommation ont conjointement contribué à la baisse de la pauvreté au milieu des années 1980. Les effets distributifs à l'intérieur des secteurs ont été bien plus importants dans la tendance sectorielle de baisse de la pauvreté que ne l'ont été les effets distributifs agrégés. Au moins 30% de la baisse de la pauvreté dans le secteur agricole est attribuée à une meilleure distribution à l'intérieur du secteur<sup>15</sup>.

Le caractère dual d'une économie, même dans son sens restreint au dualisme intersectoriel, constitue donc un facteur explicatif robuste des différences d'inégalités entre pays et de la persistance de la pauvreté dans certains pays en développement. Ce résultat est intéressant non seulement parce qu'il valide un volet de la théorie économique mais surtout parce qu'il justifie les politiques orientées vers le secteur agricole qui visent à réduire le différentiel de productivité ou de revenu entre ce dernier et le reste de l'économie, ou encore entre les différents types de culture (de rente/vivrière).

### **I-3 Structure du marché du travail et salaire minimum**

---

conclusion se dégage également des cas de Malawi et de Madagascar (Pryor, 1990).

<sup>15</sup> Au contraire, l'augmentation de la pauvreté rurale à Madagascar entre 1962 et 1980 est due essentiellement à l'augmentation des inégalités dans la distribution des revenus ruraux, alors que la croissance de la pauvreté urbaine résulte des médiocres performances en termes de croissance. La réduction des disparités sectorielles aurait permis une baisse significative de la pauvreté au niveau agrégé (Essama-Nssah, 1997).

Les évolutions sur le marché du travail constituent un volet explicatif des changements dans la distribution des revenus et de la persistance de la pauvreté, qui concerne à la fois les structures et les politiques économiques. Du côté des politiques, un exemple de mesure à caractère « égalitaire » fréquemment utilisé réside dans la mise en place, le maintien ou l'augmentation du salaire minimum. En théorie, une augmentation des salaires dans le secteur formel réduit la demande de travail dans ce secteur et pousse alors les travailleurs à la recherche d'emploi vers le secteur informel moins rémunérateur. Les travailleurs doivent pouvoir bénéficier d'une baisse du salaire minimum si une telle tendance permet de créer des opportunités d'emploi plus importantes dans le secteur formel. Mais si la baisse du salaire minimum intervient en période de récession, à un moment où le nombre d'emplois formels est lui-même en déclin, le coût pour les travailleurs formels peut ne pas être compensé par les gains des nouveaux entrants.

Néanmoins, il existe plusieurs raisons pour lesquelles on peut attendre de la législation sur le salaire minimum un impact progressif de réduction des inégalités et de limitation de l'augmentation de la pauvreté. Dans la mesure où salaire minimum et lignes de pauvreté sont assez proches dans les pays en développement, une augmentation du salaire minimum peut faire sortir des travailleurs d'une situation de pauvreté. C'est bien là un des objectifs de la décision prise par le gouvernement malgache en avril 2003 d'augmenter le salaire minimum nominal de 10%, visant ainsi les travailleurs formels peu qualifiés qui sont susceptibles d'être en situation précaire.

Pourtant, de telles évolutions sont soumises à plusieurs présupposés. Elles ne sont possibles que si les pauvres travaillent effectivement au salaire minimum et que le nombre de ces emplois n'est pas sensible au niveau réel du salaire. Or, une forte inflation peut annuler les effets attendus d'une réforme statutaire sur les salaires. De plus, les secteurs informel et primaire qui sont caractérisés par une forte concentration de ménages pauvres emploient souvent une part importante de la main d'oeuvre à des salaires inférieurs au salaire minimum dans les pays en développement. Enfin, la pauvreté ne baissera qu'à la condition que des salaires minimums plus élevés dans le secteur formel poussent les salaires perçus dans les autres secteurs à la hausse et que les bénéficiaires potentiels de ce mouvement - ceux qui passent au-dessus de la ligne de pauvreté- soient plus nombreux que ceux qui deviennent pauvres parce que l'augmentation du salaire minimum les a contraint au chômage ou à accepter des revenus plus bas dans le secteur informel.

La question de l'impact d'une augmentation du salaire minimum sur le marché du travail et la

pauvreté dans les pays en développement est controversée d'un point de vue théorique<sup>16</sup>. D'ailleurs, il est intéressant de noter que les institutions internationales multilatérales ne s'accordent pas sur ce point, cet instrument constituant tantôt un levier d'intervention adéquate dans la lutte contre la pauvreté (pour la Banque Interaméricaine de Développement par exemple, à condition qu'il soit maintenu à un niveau modéré), tantôt une solution à rejeter (pour la Banque Mondiale par exemple, dans la mesure où il ne concerne pas les « vrais pauvres » et qu'il décourage l'emploi dans le secteur formel car il pèse sur les coûts salariaux). Une telle problématique relève plutôt d'une analyse empirique. Quelles leçons peut-on tirer des expériences nationales?

Lustig et McLeod (1996) ont mené une analyse transversale sur la relation entre salaire minimum et pauvreté. Leur échantillon comprend 22 pays en développement dont 13 pays latino-américains auxquels s'ajoutent 5 pays asiatiques et 4 pays africains. Les régressions effectuées sur plusieurs indicateurs de pauvreté montrent qu'à une augmentation du salaire minimum correspond une baisse de la pauvreté et inversement. Cette relation inverse est valable dans un contexte de récession comme de croissance et quelle que soit la région considérée puisque les résultats sont validés après l'introduction de dummies régionales. Mais ils montrent également qu'une augmentation de 10% du salaire minimum peut être source d'une croissance du chômage de l'ordre de 0,5 à 1%.

En Amérique latine, l'augmentation des inégalités et de la pauvreté pendant la crise des années 1980 résulte en partie des effets de la récession sur le marché du travail. Sur les pays latino-américains étudiés par Morley (1995), dans un contexte de récession et de croissance des inégalités, le salaire minimum réel a baissé dans 9 cas, est resté constant dans 3 cas et a augmenté légèrement au Venezuela. A l'exception du Venezuela, la majorité des pays où le salaire minimum a augmenté ont connu une amélioration de la distribution des revenus et une période de retour à la croissance<sup>17</sup>. Une certaine asymétrie apparaît puisque l'augmentation du salaire minimum est favorable en majorité en période de croissance. Les cas atypiques (9 parmi 86) où la pauvreté a baissé pendant une période de récession ou a augmenté malgré la croissance mettent en évidence l'importance du salaire minimum. Dans deux des trois cas où la récession a été accompagnée d'une baisse de la pauvreté, le salaire minimum a augmenté. Dans cinq cas sur six, le salaire minimum a baissé lorsque la croissance est allée de pair avec une augmentation de la pauvreté. Ainsi, dans la majorité des cas où la pauvreté n'a pas suivi le cycle économique dans le sens attendu, les évolutions du salaire

<sup>16</sup> Pour des développements théoriques plus approfondis, voir Lustig et McLeod (1996).

<sup>17</sup> Par contre, au Brésil, en Uruguay et au Chili, la distribution des revenus s'est améliorée pendant les périodes de croissance malgré une chute du salaire minimum en termes réels, la croissance étant accompagnée d'une augmentation

minimum aident à expliquer une telle anomalie.

Morley (1995) a approfondi les mécanismes en place en Argentine et au Venezuela. Dans ces deux pays, comme dans beaucoup d'autres y compris dans des économies développées, la pauvreté n'est pas un problème qui se limite aux personnes sans emploi, elle concerne également des travailleurs: en 1989, ces derniers comptaient pour 76% des pauvres, aussi bien dans le secteur formel que dans l'informel. Les récessions sévères qu'ont connues ces deux pays ont affecté toutes les catégories de travail, y compris dans le secteur formel où les salaires ont été grevés, même pour les travailleurs les mieux formés. Cependant, le différentiel des salaires s'est élargi du fait du déclin des salaires réels plus important pour les travailleurs appartenant au bas de la distribution des revenus. De plus, la récession a imposé des coûts importants aux nouveaux entrants sur le marché puisque la rareté des offres les a contraint à accepter des emplois mal rémunérés ou de subir des périodes de chômage<sup>18</sup>.

Ils n'en reste pas moins que les effets sur la pauvreté et les inégalités d'une politique d'emplois fondée sur le salaire minimum dépendent des caractéristiques structurelles du marché du travail qui diffèrent d'une région à l'autre. Bien qu'une législation sur le salaire minimum puisse aider les travailleurs vulnérables, il s'agit d'un levier politique fortement associé aux travailleurs urbains (Lustig, McLeod, 1996). Une caractéristique de nombreux pays en développement réside dans la prédominance du secteur agricole dans l'économie, autant du point de vue des revenus qu'au niveau de l'emploi. C'est le cas de beaucoup de pays d'Afrique sub-saharienne où l'agriculture reste la source de revenu la plus importante pour les pauvres ruraux malgré le développement croissant des revenus issus des salaires et de l'auto-emploi dans le secteur informel. Seule une petite fraction des pauvres ruraux et des non-pauvres sont engagés comme salariés : au Ghana par exemple, 4,1% de la force de travail de la catégorie du quintile de revenu le plus bas sont salariés contre seulement 11,3% pour les quintiles supérieurs. En Côte d'Ivoire, les chiffres sont respectivement de 1,3% et 5,5% (Sahn, Dorosh, Younger, 1996).

Ainsi, les analyses montrent qu'une augmentation du salaire minimum peut réduire la pauvreté à court terme mais également être source de chômage et avoir peu d'impact direct sur la majorité des pauvres. Il est possible à l'inverse qu'une baisse du salaire minimum affecterait les pauvres. Dès lors, en plus des disparités des revenus, un déterminant essentiel des inégalités tient à la distribution

---

de l'emploi et de la moyenne des salaires relativement au salaire minimum.

<sup>18</sup> Voir également Psacharopoulos, Morley, Fiszbein, Lee, Wood (1995).



du « patrimoine » dont disposent les ménages pour travailler : locaux, équipement, terres cultivables.

#### **I-4 Inégalités dans la répartition foncière initiale, le « patrimoine »**

La question de la répartition foncière est plus que jamais d'actualité - mouvements des paysans sans terre au Brésil<sup>19</sup>, violents affrontements au Zimbabwe – et d'autres événements récents montrent à quel point elle est un enjeu politique d'importance. Mais en soi, l'étude des inégalités dans la répartition du patrimoine et de leurs effets sur la croissance est intéressante pour plusieurs raisons. Tout d'abord, il est possible que l'impact sur la croissance des inégalités dans la distribution des actifs soit plus systématique que celui des inégalités de revenu, ne serait-ce que par le biais de l'accès limité au crédit, qui conditionne la capacité des ménages à financer des investissements (éducation, logement, cheptel etc.) pourtant porteurs d'amélioration de leurs conditions de vie et grève potentiellement la croissance. D'autre part, la possession de terres peut être un facteur déterminant de la capacité productive des individus aussi bien que de leur capacité à investir. Enfin, la distribution des revenus de la propriété influence directement la distribution des revenus. Or la distribution des terres est plus concentrée et caractérisée par de plus grandes variations entre pays que les données sur les revenus (Deininger et Squire, 1996)<sup>20</sup>. Ce constat, effectué sur un échantillon qui n'est pas restreint aux pays africains, peut se vérifier pour les quelques pays africains pour lesquels on dispose de données sur la distribution des terres puisque le coefficient de Gini sur les terres est quasi systématiquement supérieur aux inégalités de revenu, à l'exception du Mali (cf. Tableau n°8 en Annexe du chapitre 2). Dans les pays où une large proportion de la population vit en zone rurale, une amélioration conjointe de la productivité et de la distribution des revenus et du patrimoine est attendue d'une modification des structures agricoles.

Les travaux de Deininger et Squire (1998) et Deininger et Olindo (2000) prennent en compte la distribution des terres comme une approximation de la distribution du patrimoine. Les données utilisées, tirées en partie du FAO World Census of Agriculture, couvrent une soixantaine de pays. Elles suggèrent en effet que la distribution des terres est plus concentrée et caractérisée par de plus grandes variations entre pays que les données sur les revenus. Ainsi, en Inde, en Indonésie, en

<sup>19</sup> Large mouvement paysan à caractère syndical, populaire et politique, remarquablement illustré par le travail du photographe brésilien Sebastião Salgado, économiste de formation.

<sup>20</sup> Pour exemple, la situation au Zimbabwe avant la récente réforme agraire initiée par le président Mugabe était telle qu'environ 4000 fermiers blancs possédaient 30% des terres agricoles parmi les plus fertiles du pays alors que des millions d'africains s'entassaient sur des terrains communaux pauvres. La question cruciale de la redistribution des terres remise à l'ordre du jour n'est pas sans poser de multiples problèmes politiques et sociaux.

Corée du Sud, les coefficients de Gini sont proches de 0,30 pour le revenu mais sont respectivement de 0.63, 0.65 et 0.35 pour la répartition des terres. La corrélation entre les coefficients de Gini calculés sur la distribution des terres en 1960 et sur les revenus courants est globalement relativement faible (0.39). Deininger et Olinto (2000) montrent que l'inégalité initiale des actifs, qui ressort de la répartition des terres, a un effet négatif significatif sur la croissance ultérieure puisqu'elle réduit l'impact des politiques visant à améliorer la croissance par des investissements dans l'éducation pour tous les pays dont le stock de capital humain est supérieur à 1.53 années d'études, c'est-à-dire à peu près tous les pays considérés. Seul le Brésil, dont le coefficient de Gini pour la répartition de la terre reste presque constant de 1960 à 1985 à hauteur de 0,85 environ, a réussi à atteindre un taux de croissance annuel proche de 2,5%<sup>21</sup>. Une réduction de 10% du coefficient de Gini sur la distribution de la terre au Brésil serait équivalent à une augmentation du stock de capital humain du pays de 1.4 années d'études (passant ainsi de 4.3 ans à 5.7 ans).

Lundberg et Squire (2001) confirment également la distribution des terres comme étant un facteur explicatif robuste des inégalités : une réduction d'un point du coefficient de Gini sur les terres (en moyenne égal à 60.7 sur leur échantillon de 38 pays) diminuerait les inégalités de revenus de 0.25 points en moyenne et de 0.35 points pour les pays en développement.

Les résultats de l'étude transversale d'Alesina et Rodrik (1994) montrent que les pays qui ont entrepris une réforme agricole après la Seconde Guerre Mondiale et ont réussi, par ce biais, à réduire les inégalités relatives à la propriété de la terre ont eu un taux de croissance plus élevé que ceux qui n'ont pas entrepris de réforme. Dans la littérature, cet argument est souvent évoqué comme une explication des expériences asiatiques réussies de plusieurs pays comme la Corée du Sud ou Taïwan, comparé aux moindres performances de la plupart des pays d'Amérique latine du point de vue de la croissance et des inégalités. L'analyse transversale de Bourguignon et Morrisson (1998) sur un échantillon de 38 pays en développement montre que la distribution des terres explique 17% de la variance des inégalités entre pays. En revanche, leurs résultats montrent que l'effet d'une réforme sur les inégalités reste limité puisqu'une augmentation de 10% de la part des surfaces agricoles allouées aux petits et moyens exploitants - ce qui représente déjà une réforme importante - augmente la part de revenu des trois quintiles inférieurs de revenu de moins de 1% seulement.

---

<sup>21</sup> Néanmoins, une telle distribution a eu d'importantes implications sur le marché du travail puisqu'elle a été une incitation forte pour les pauvres de migrer vers les villes, provoquant une arrivée massive de travailleurs peu qualifiés suivie d'une augmentation du différentiel de salaires entre les différentes catégories de travail (Clements, 1997).

A côté de ces analyses comparatives, d'autres études se focalisent sur des expériences nationales. Par exemple, l'étude de Prasad (1993) sur l'Inde illustre l'importance de la répartition du patrimoine dans le processus de développement. La lutte contre la pauvreté et la baisse des inégalités ont constitué les deux objectifs majeurs des huit plans successifs mis en place par le gouvernement indien entre les années 1960 et 1980. Pourtant, la distribution des terres et d'autres éléments de patrimoine dans le secteur rural indien est restée stable sur la période: les 20% des ménages les plus riches détiennent 80% des biens alors que les 20% des ménages les plus pauvres ont seulement 4% du patrimoine. L'impact limité des plans successifs sur le bien-être des pauvres urbains et ruraux est une conséquence de l'incapacité du pays à restructurer la distribution du patrimoine entre les différentes classes et à fournir suffisamment d'emplois pour la force de travail en augmentation. La croissance du pays a été encadrée par une action publique importante. Beaucoup d'améliorations étaient attendues des programmes de développement rural à travers la taxation des riches et la promotion d'emplois pour les pauvres. Une proportion de 20-25% des pauvres a été assistée dans le but de passer au dessus de la ligne de pauvreté. La dépendance des pauvres, en majorité ruraux, vis à vis de l'Etat a été accentuée et les inégalités ont peu évolué, le coefficient de Gini étant passé de 0,36 en 1951 à 0,32 en 1992 selon les données récentes de Deininger et Squire (1996).

Aux Philippines également, des réformes agricoles ont été engagées à plusieurs reprises dans le but d'améliorer la distribution des terres. En 1987, le souhait du gouvernement était de redistribuer les trois-quarts des terres agricoles aux paysans sans terres et aux travailleurs agricoles. En raison du coût élevé du programme engagé et des lourdeurs administratives d'une telle opération, seulement 30% de la superficie totale avait été redistribuée fin 1994 et le coefficient de Gini pour la distribution des terres s'est dégradé entre 1960 et 1990, passant de 0,53 à 0,57 malgré les efforts entrepris. Compte tenu du fait que la distribution des terres aux Philippines n'est pas particulièrement plus inégale que celle d'autres pays est-asiatiques qui ont pourtant une distribution des revenus agricoles plus équitable (Malaisie, Indonésie), la question de savoir si un plus grand succès de la réforme agricole aurait amélioré ou aggravé la distribution des revenus en milieu rural reste ouverte.

Reste qu'une stratégie de redistribution au détriment de l'investissement peut également réduire le revenu des pauvres. Cela peut expliquer le fait que les mesures de redistribution comme les réformes agraires ne réussissent pas toujours à aider les pauvres. Si la redistribution d'actifs comme la terre ne s'accompagne pas de dotations en capital productif (machines par exemple), la productivité des exploitations risque de rester faible et leur pérennité remise en question.

## ***SECTION II : Effets distributifs des politiques macro-économiques de libéralisation et d'ajustement structurel.***

Avec le mouvement de libéralisation des économies sous l'égide des institutions internationales de Bretton Woods (Fonds Monétaire International, Banque Mondiale), des Plans d'Ajustement Structurels ont progressivement été imposés à la plupart des pays qui connaissaient des déséquilibres macro-économiques devenus insoutenables. D'importantes critiques ont été formulées, à l'instar de l'UNICEF<sup>22</sup>, sur l'impact des politiques macro-économiques sur le bien-être des ménages. Une importante littérature empirique s'est alors développée pour déterminer si les politiques d'ajustement avaient affecté négativement et de manière disproportionnée les plus pauvres. Les résultats semblent nuancer les premières critiques virulentes mais on peut déplorer le fait qu'aucune synthèse véritable sur le bilan distributif de l'ajustement n'a été effectuée jusqu'à présent<sup>23</sup>. Il n'en reste pas moins que ces critiques ont impulsé une profonde réflexion sur la dimension sociale de l'ajustement, au point que la lutte contre la pauvreté est désormais affichée comme la première priorité de la Banque Mondiale.

### **II-1 Impact distributif des politiques de stabilisation externe et interne.**

Le volet de « stabilisation externe » le plus controversé des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS) concerne les politiques de change qui ont un large impact macro-économique et impliquent des changements substantiels dans la distribution des revenus à travers les mouvements de prix relatifs. Les critiques faites à l'encontre des PAS menés en Afrique sub-saharienne concernent notamment l'impact des dévaluations des taux de change sur le revenu des pauvres. Il n'est pas évident *a priori* de déterminer quel effet aura une dévaluation sur la pauvreté dans la mesure où les pauvres peuvent être consommateurs nets ou producteurs nets de biens échangeables. En effet, pour expliquer les différences de performances des économies à réduire la pauvreté, une variable clé réside dans la taille et le rôle du secteur des biens échangeables et les liens des pauvres à ce secteur. La théorie économique suggère que la dévaluation du taux de change réel aide le secteur des biens échangeables et heurte le secteur des biens non échangeables en augmentant le prix relatif des biens

<sup>22</sup> Voir Cornia, Jolly et Stewart (1987).

<sup>23</sup> Néanmoins, un article de Przeworski et Vreeland (2000) montre, sur 79 pays qui ont été « sous ajustement » après les années 1970 sous l'impulsion du FMI, que leur taux de croissance a été grevé par leur participation à un programme d'ajustement et que ces pays ont cru plus rapidement après avoir clos le programme d'ajustement.

échangeables. Les mouvements à la hausse du prix relatif des biens échangeables favorisent a priori les ménages agricoles producteurs de biens destinés à l'exportation par rapport aux ménages engagés dans des activités productrices de biens non échangeables.

Les structures économiques des pays africains sont très diverses et aucune tendance générale claire ne se dégage par exemple des simulations de Sahn et Sarris (1991) sur la Côte d'Ivoire, le Ghana, Malawi, Madagascar et la Tanzanie pendant les années 1980 quant à l'amélioration ou au déclin du bien-être des ménages pauvres ruraux à la suite de mouvements des prix relatifs. Les politiques de change peuvent donc soit affecter soit améliorer les revenus relatifs des ménages pauvres. L'effet global dépend de la plus ou moins grande intégration de ces ménages aux mécanismes de marché et de leur position en tant que consommateurs ou producteurs nets de biens échangeables.

D'autre part, nous avons vu précédemment (cf. chapitre 1) qu'une récession économique a un effet presque toujours négatif sur la pauvreté mais il est bien moins clair qu'elle sera accompagnée par une aggravation des inégalités. Pour quelle raison les pauvres sont-ils moins capables de se protéger en période de crise et d'ajustement? Un élément important à souligner qui influence indirectement la distribution du revenu peut résider dans les mouvements inflationnistes. Les travailleurs pauvres les moins éduqués ont en effet un pouvoir de négociation limité sur le marché du travail si bien que l'indexation de leur salaire sur les prix peut prendre du temps.

Au niveau interne, la mise en place des Plans d'Ajustement Structurels a nécessité également des efforts budgétaires importants de la part des pays dans le but de stopper le creusement des déficits publics, source d'importants déséquilibres macro-économiques. D'importantes critiques ont été rapidement formulées contre les mesures d'austérité budgétaire préconisées, accusées d'affecter de manière disproportionnée les ménages pauvres, les coupes budgétaires dans les domaines de l'éducation, de la santé, des services sociaux en général apparaissant particulièrement préjudiciables aux pauvres. Reste à savoir si les PAS se sont effectivement traduits par une réduction des dépenses sociales et dans quelle mesure les effets distributifs ont été négatifs.

Dans une majorité des cas africains et latino-américains, nous avons déjà remarqué que les dépenses de santé sont orientées vers les services hospitaliers et dans une moindre mesure vers les soins primaires et préventifs qui bénéficieraient en priorité aux pauvres. Le schéma est le même en ce qui concerne les dépenses d'éducation primaires ou secondaires. Les dépenses en services sociaux ne sont globalement pas bien orientées vers les plus défavorisés ce qui implique que les effets négatifs des réformes peuvent être moindres que ce que l'on pense *a priori*. En réalité, les expériences

nationales sont très diverses et là encore, les analyses sont controversées. Il apparaît néanmoins que l'obstacle majeur qui pénalise les pauvres ne réside pas dans le coût mais plutôt dans l'accès aux services et à la qualité de ces derniers. Or les investissements publics, les dépenses d'investissement en direction de l'agriculture ou les dépenses d'infrastructure sont souvent sacrifiés en priorité alors que leur impact distributif est positif.

Les considérations précédentes mettent en évidence le rôle essentiel des institutions publiques, des infrastructures pour l'amélioration de l'accès des pauvres aux services publics de base et plus généralement aux ressources à travers notamment l'accès au crédit. Le mécanisme supposé automatique de diffusion des gains de la croissance dans les différents segments de la population (« trickle-down effect ») n'est généralement pas vérifié puisqu'une partie de la société n'a qu'un accès limité, voire nul, aux ressources et aux opportunités de production. Certaines tranches de la population ne sont pas en mesure de bénéficier des gains de la croissance.

Enfin, le secteur public joue un rôle crucial sur le marché du travail dans les pays en développement. Les sureffectifs dans l'emploi public et la faible productivité des travailleurs constituent les principales critiques des défenseurs des PAS à l'égard de ce secteur qui grève le budget des Etats et contribue à creuser les déficits publics. Aussi, les PAS ont eu pour objectif de gérer l'emploi public de manière efficace et ont été souvent accompagnés de licenciements massifs. En Afrique, les licenciements ont eu non seulement un impact négatif sur les ménages pauvres mais ils ont également renforcé la tendance à l'appauvrissement d'un large segment des travailleurs urbains appartenant aux classes moyennes.

Du point de vue distributif cependant, on remarque que l'emploi public concerne de manière très marginale les quintiles inférieurs de revenu : seulement 3,1% de la force de travail du secteur public concerne des ménages du bas de la distribution des revenus au Ghana, encore moins en Côte d'Ivoire où elle ne représente plus que 0,6% des ménages pauvres (Sahn, Dorosh, Younger, 1996). Les années récentes de crise qu'ont connu la plupart des pays africains avec leur cortège de réformes structurelles concernant le marché du travail ont souvent mis à mal l'adéquation entre qualification et emploi. Les jeunes diplômés qui auparavant avaient une certaine garantie de trouver un emploi public ou formel se voient obligés d'exercer une activité informelle moins rémunératrice.

Aussi, les mesures de licenciements massifs ou la réduction des salaires nominaux de la fonction publique ont affecté des ménages n'appartenant pas aux catégories les plus défavorisées mais ont

parfois constitué un facteur aggravant des inégalités, soit par leur effet dépressif sur les salaires de tous les travailleurs, soit par la destruction de liens sociaux et familiaux de redistribution qui stabilisaient les conditions d'existence jusque dans les villages. De plus, il est possible qu'à la suite d'un licenciement, un ménage devienne pauvre, un risque néanmoins limité par l'exercice assez développé d'un second emploi dans les secteurs agricole ou informel par les ménages du secteur public. L'impact des licenciements de la fonction publique sur les inégalités dépend des caractéristiques du marché du travail propres à chaque pays<sup>24</sup>.

Les réflexions précédentes suggèrent que le processus de réformes économiques n'est pas *a priori* pro ou anti-pauvres. En revanche, il est un facteur d'augmentation des inégalités dans bien des cas, du moins à court terme. Deininger et Olindo (2000) notent à cet égard que les mesures de dérégulation et de privatisations des biens publics peuvent engendrer une augmentation des inégalités de la distribution du « patrimoine ». Le fait que les catégories les plus défavorisées soient dans une large mesure marginalisées par rapport aux ressources, aux informations, aient peu d'accès au crédit ou encore ne soient pas les principales bénéficiaires des services sociaux peut minimiser l'ampleur de l'impact négatif potentiel de certaines réformes sur leurs revenus. Mais on ne peut ignorer le caractère régressif des licenciements et des coupes budgétaires dans les domaines sociaux.

## **II-2 Impact de l'ouverture commerciale sur les inégalités**

Un autre volet controversé des Programmes d'Ajustement Structurel concerne les réformes commerciales et le processus global de libéralisation des économies. Il est important de noter préalablement qu'une évaluation des effets de la libéralisation économique sur la pauvreté et les inégalités nécessite de déterminer quels étaient les agents qui bénéficiaient de rentes lorsque les biens étaient rationnés, recevaient les subventions sur les inputs de production ou les biens alimentaires, avaient accès aux services fournis par le gouvernement, bénéficiaient de l'emploi public ou encore produisaient les biens sur lesquels la surévaluation du taux de change et le contrôle étatique avaient une influence au niveau de l'offre. L'effet distributif pour ou contre les pauvres d'une libéralisation de l'économie et des politiques de promotion des exportations dépend dans une large mesure de leur accès aux échanges extérieurs et aux biens importés aux prix officiels avant les réformes. Or cet accès est souvent limité dans les économies où la monnaie est surévaluée et où

---

<sup>24</sup> Pour des approfondissements, voir Sahn, Dorosh, Younger (1996), Sahn (1992), les résultats du programme "Ajustement et équité dans les pays en développement" du centre de développement de l'OCDE sous la direction de

l'excès de la demande par rapport à une offre insuffisante (de travail, de biens et services, de services publics) s'adresse alors aux marchés parallèles ou informels.

Toujours est-il que beaucoup de pays en développement ont adopté des réformes commerciales dans les années récentes. Ces réformes ont modifié les prix relatifs, ont induit une réallocation des ressources et peuvent avoir permis l'introduction de nouvelles techniques de production. Ces changements sont assez complexes et leur effet final sur la distribution des revenus est théoriquement peu clair. Même si peu d'études empiriques se sont penchées sur ce sujet<sup>25</sup>, le degré de spécialisation et la plus ou moins large ouverture au commerce international sont présentés comme des déterminants importants des différences de distribution des revenus entre pays, notamment par les effets induits sur les termes de l'échange (Acemoglu et Ventura, 2002).

Barro (1999) trouve que le volume de transactions commerciales est significativement et positivement associé au coefficient de Gini sur un échantillon de 64 pays. Lundberg et Squire (2001) montrent sur un panel de 38 pays qu'un accroissement de l'indice d'ouverture commerciale de Sachs et Warner (1995) de zéro à un est associé à un accroissement de 9.5 points du coefficient de Gini. Dépassant la recherche de corrélations entre ouverture et inégalités, des auteurs ont suggéré que des changements dans les dotations de facteurs peuvent affecter le niveau des inégalités. Par exemple, sur un échantillon de pays latino-américains, Leamer, Maul, Rodriguez et Schott (1999) considèrent qu'une plus grande spécialisation dans l'agriculture à l'exportation accroît les inégalités en réduisant les incitations à l'investissement dans le capital humain. Bourguignon et Morrisson (1989, 1990) présentent un modèle néo-classique dans lequel la distribution des revenus dépend des dotations de facteurs et du degré d'ouverture. Ils estiment sur 36 observations que les dotations de facteurs en 1970 expliquent 60% de la différence dans les parts de revenu du décile inférieur entre pays. Ils trouvent également que le fait d'être un pays exportateur de produits minéraux ou agricoles tend à faire augmenter les inégalités mais les effets sur le secteur agricole sont presque entièrement renversés lorsque que la propriété de la terre n'est pas très concentrée.

Cependant, les effets du commerce et de l'ouverture ne sont pas véritablement examinés, les auteurs invoquant les problèmes de définition de l'ouverture. En effet, l'indicateur d'ouverture commerciale le plus couramment utilisé, celui de Sachs et Warner (1995), est construit comme une variable discrète valant 0 ou 1 : une économie est supposée ouverte en moyenne sur un nombre d'années spécifique si elle satisfait 5 critères : (i) taux de droits de douane moyens inférieurs à 40% ; (ii)

---

Bourguignon, de Melo et Morrisson (1991).

<sup>25</sup> Il existe de plus nombreuses contributions sur les effets du commerce sur les inégalités de salaires.



couverture des échanges par des barrières non tarifaires inférieure à 40%; (iii) prime du taux de change sur le marché noir inférieure à 20% pendant les décennies 1970 et 1980 ; (iv) absence de contrôles supplémentaires (taxes, quotas, monopoles publics, caisses de stabilisation) sur les exportations. Il couvre par conséquent une notion plus large que le degré d'ouverture au commerce international (concernant cette critique, voir Rodriguez et Rodrik, 2000). Des auteurs comme Rodrik, Subramanian et Trebbi (2002) lui préfèrent d'autres indicateurs d'ouverture, notamment celui construit par Frankel et Romer (1999) sur la base d'une équation de gravité sur les flux commerciaux bilatéraux.

L'étude la plus complète est celle de Spilimbergo, Londoño et Székely (1999) pour qui la distribution des revenus et l'impact de l'ouverture commerciale sur les inégalités dépendent des dotations relatives en facteurs de production par rapport au reste du monde. Leur analyse montre, sur un panel couvrant 34 pays sur la période 1965-1992, que prise isolément, l'ouverture commerciale d'un pays (corrigée des dotations de facteurs, de la distance aux partenaires commerciaux potentiels et de la taille de l'économie) est associée à de plus fortes inégalités<sup>26</sup>. Cependant, cet effet est non significatif sur l'échantillon restreint aux pays en développement, indiquant que l'ouverture commerciale n'a pas d'influence sur la distribution des revenus en dehors de l'effet sur les prix des facteurs dans ces pays.

D'autre part, l'ouverture commerciale est associée à des inégalités plus élevées dans les pays où la main d'œuvre est hautement qualifiée (Asie de l'Est et pays industrialisés), puisqu'elle augmente la prime des travailleurs qualifiés mais elle a un impact progressif (diminution des inégalités) dans les régions abondantes en travail peu qualifié. L'impact de l'ouverture est très similaire en Asie et en Afrique : un effet égalisateur du fait de la faiblesse du niveau de qualification et un effet régressif du fait de la rareté du capital. La principale différence entre ces deux régions est que l'ouverture est globalement associée à de plus faibles inégalités en Afrique du fait de l'abondance de terres, alors qu'elle engendre de plus grandes inégalités en Asie de l'Est où l'effet positif des dotations en capital (les rentes provenant de la propriété du capital diminuant à mesure que l'économie s'ouvre) est absorbé par l'effet négatif lié à la faiblesse des qualifications et à la rareté des terres. En ce qui concerne l'Amérique latine, Spilimbergo *et alii* (1999) notent que l'ouverture commerciale a un effet négligeable sur la distribution des revenus : cette région présentant des caractéristiques de

---

<sup>26</sup> Cependant, cette conclusion n'est pas robuste aux tests de sensibilité effectués sur les 6 autres indicateurs d'ouverture utilisés: des mesures « directes » de la protection telles que le niveau ou la dispersion des tarifs douaniers, et des mesures indirectes (« outcome-based indices ») de l'intensité du commerce, comme la différence entre le commerce

dotations factorielles proches de la moyenne mondiale, les changements de prix relatifs consécutifs à plus grande ouverture commerciale restent faibles du fait de l'absence de véritable avantage comparatif.

### ***SECTION III : Etude des déterminants démo-économiques de l'évolution des inégalités***

Parmi les explications socio-économiques, rappelons que Bourguignon et Morrisson (1990, 1998), dans leurs études successives sur les différences internationales d'inégalité des revenus, montrent que le taux de scolarisation secondaire et la distribution de la propriété de la terre sont deux des principaux facteurs explicatifs des différences de distribution des revenus entre pays<sup>27</sup>. A elles seules, les trois variables relatives à l'agriculture - la terre par tête, la part des surfaces cultivées par les exploitations de petite et de moyenne taille et la productivité relative du secteur agricole - expliquent 15% de la variance des inégalités (Bourguignon et Morrisson, 1998). La productivité relative de l'agriculture qui représente la nature plus ou moins dualiste des économies concernées se révèle être une variable significative. Lorsqu'elle augmente, c'est-à-dire lorsque l'économie est moins duale, les inégalités baissent. De plus, lorsque la quantité de terre par tête augmente, le revenu réel dans le secteur agricole s'élève. En ce qui concerne l'éducation secondaire, son pouvoir explicatif est sensible à la période considérée et à l'échantillon de pays.

#### **III-1 Estimation transversale**

Compte tenu du fait que toutes les variables ne sont pas renseignées pour tous les pays et toutes les années étudiées, notamment pour l'Afrique sub-saharienne, il est apparu nécessaire d'utiliser des variables retardées de quelques années (au maximum 5 ou 6 ans pour les variables d'éducation) pour prendre en compte le plus grand nombre de données sur les inégalités et les faire correspondre au mieux dans le temps avec les données des variables explicatives retenues.

En analyse transversale, on note tout d'abord la forte significativité des variables de scolarisation. Le taux brut de scolarisation primaire a un effet inégalitaire, alors que la scolarisation secondaire a un impact égalitaire. Ces résultats confirment les études antérieures ainsi que l'impact assez ambigu

---

effectif et le commerce prédit par une équation de gravité.

<sup>27</sup> Voir également Birdsall et Londoño (1997).

de ce levier socio-économique sur les inégalités que nous avons précédemment relevé (Cf. section I). Cependant, lorsque les indicatrices régionales sont introduites dans les régressions, les effets de la scolarisation secondaire disparaissent (cf. Tableau n°1)<sup>28</sup>. Alors, les indicatrices pour l'Afrique et l'Amérique latine sont très proches mais seule la seconde est très fortement significative. Aucun des deux taux de scolarisation ne modifie significativement les dummies régionales sur le plus large échantillon, et pas davantage l'introduction de la variable relative à la part des dépenses éducatives dans le PIB ou encore celle des dummies décennales dont les coefficients ne sont pas reportés ici. En revanche, sur l'échantillon restreint, l'introduction du taux de scolarisation secondaire change significativement la valeur de la dummy africaine qui devient également moins significative ; la faible représentativité des pays africains dans cet échantillon peut expliquer ce résultat qu'il convient, en tout état de cause, de prendre avec précaution. L'autre variable de capital humain utilisée, le nombre moyen d'années d'études de la population, mène à des conclusions assez similaires, à savoir un effet égalitaire important à mesure que la population est plus éduquée, qui disparaît avec la prise en compte des spécificités régionales.

Comme dans Cogneau et Guénard (2003), le rôle du dualisme intersectoriel n'apparaît pas confirmé par la régression (Cf. Tableau n°1) contrairement aux résultats de Bourguignon et Morrisson (1998) sur un plus petit échantillon de pays. Pourtant, cette variable prise isolément est corrélée négativement et significativement (au seuil de 10% sur le plus large échantillon et de 1% sur l'échantillon restreint) au coefficient de Gini. Mais rappelons qu'en plus de son sens restreint (productivité relative de l'agriculture par rapport aux autres secteurs), la qualité de cette variable est médiocre, ce qui peut expliquer l'absence de significativité.

Par ailleurs, on dispose du coefficient de Gini de distribution de la terre pour le sous-échantillon de pays de Deininger et Olinto (2000)<sup>29</sup>. La variable des ressources en terres par habitant ne présente pas non plus d'impact notable, et cela sur les deux échantillons, même après prise en compte des indicatrices régionales. Une régression de la répartition de la terre concernant 53 pays sur les indicatrices régionales indique que seul le coefficient latino-américain (23.00) est significatif par rapport à la catégorie de référence « pays développés ». Cependant, l'interprétation de ce résultat

<sup>28</sup> Sur l'échantillon restreint aux données de Deininger et Squire (1996), les deux taux de scolarisation ont des effets similaires à ceux du large échantillon, avec une significativité identique au seuil de 1%. Par contre, seule la significativité de l'effet égalitaire du taux de scolarisation secondaire est réduite (au seuil de 5%) en prenant en compte les spécificités régionales, le coefficient du taux de scolarisation primaire (0.14) restant significatif au seuil de 1%.

<sup>29</sup> Cet indicateur de distribution des terres en 1960 est disponible pour 7 pays d'Afrique sub-saharienne, 9 pays d'Asie, un pays d'Asie Centrale, 5 pays d'Afrique du Nord et du Moyen Orient, 14 pays d'Amérique latine et 17 pays développés (cf. Tableau n°7 en Annexe).

doit être prise avec précaution dans la mesure où les autres pays, et notamment les pays asiatiques, sont sous représentés dans cet échantillon<sup>30</sup>. Or beaucoup de pays d'Asie, qui historiquement ont connu une pression démographique rapide, ont entrepris des réformes agricoles allant dans le sens d'une plus grande égalité.

**Tableau n°1 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini <sup>(a)</sup>**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini				
<b>Constante</b>	36.19 (3.60)	28.64 (5.37)	28.01 (5.73)	26.00 (8.57)	24.47 (8.51)
<b>Taux de scolarisation primaire</b>	0.15*** (0.042)	0.129*** (0.04)	0.137*** (0.04)	0.138*** (0.04)	0.14*** (0.04)
<b>Taux de scolarisation secondaire</b>	-0.149*** (0.025)	-0.059 (0.04)	-0.06 (0.04)	-0.058 (0.048)	-0.059 (0.048)
<b>Indicatrices régionales</b>					
⇒ Afrique subsaharienne		9.63** (0.28)	9.54 ** (4.31)	9.24 ** (4.44)	4.63 (4.78)
⇒ Asie du Sud et de l'Est		0.39 (3.62)	0.297 (3.64)	0.34 (3.66)	-2.35 (3.84)
⇒ Europe de l'Est et Asie Centrale		-0.94 (2.65)	-0.95 (2.76)	-0.80 (2.81)	-1.07 (3.74)
⇒ Afrique du Nord et Moyen Orient		0.47 (4.09)	-0.57 (4.29)	-0.79 (4.37)	-1.11 (4.35)
⇒ Amérique latine		9.74*** (3.30)	9.63*** (3.5)	9.56*** (3.52)	9.07** (3.49)
⇒ Pays développés		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Variable de dualisme</b>					
⇒ Dummy « donnée manquante »			0.53 (2.63)	0.34 (2.71)	0.56 (2.67)
<b>Ratio de dépendance</b>					
				4.99 (5.41)	3.07 (5.41)
<b>Fragmentation ethnolinguistique</b>					
				2.38 (7.51)	1.92 (7.43)
⇒ Dummy « donnée manquante					9.37** (3.85)
					1.46 (3.08)
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.2137	0.335	0.328	0.323	0.346
<b>Nombre d'observations</b>	124	124	124	124	124

(a) Sur l'échantillon le plus large (WIID). Les données sur l'éducation sont manquantes pour les Seychelles, le Turkménistan et Taïwan.

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

Source : Nos propres estimations.

Sont également introduites dans les régressions des variables plus spécifiquement démographiques - la structure par âge relativement agrégée de la population (ratio de dépendance), le taux de fécondité, l'espérance de vie - qui se révèlent n'être jamais significatives après l'introduction des dummies régionales. On peut noter cependant que l'introduction de l'espérance de vie réduit la significativité de l'indicatrice africaine au seuil de 10%. Les variables économiques telles que le taux d'ouverture des économies sur l'extérieur, les termes de l'échange, ne semblent pas être des

<sup>30</sup> Cf. Tableau n°6 en Annexe du chapitre 1.

variables explicatives pertinentes des différences d'inégalités internationales en analyse transversale. La variable de « fragmentation ethnolinguistique » de Easterly et Levine (1997) que nous avons également testée est significative : elle élimine la significativité du coefficient régional de l'Afrique subsaharienne, ce qui n'est pas étonnant puisqu'il s'agit de la région la plus diversifiée ethniquement<sup>31</sup>.

Enfin, une amélioration du modèle nécessiterait l'introduction de variables de politique économique. En effet, les évolutions durant les trois dernières décennies suggèrent que les politiques gouvernementales peuvent renverser la tendance à l'augmentation des inégalités observée dans certains pays lors du processus de développement. Malheureusement, nous ne disposons à ce sujet que d'une variable qui détermine si le pays a connu un régime de type socialiste. Cette variable isolée a un effet égalitaire non significatif. Au total, cette tentative d'explication des différences d'inégalités par les variables démo-économiques ne s'avère pas très concluante. Seul le niveau éducatif des pays semble être une variable réellement pertinente pour expliquer les niveaux d'inégalités très différents entre les régions considérées dans une perspective transversale.

### III-2 Estimation longitudinale

Concernant les variables d'éducation tout d'abord, sur le plus large échantillon, le taux de scolarisation primaire n'est pas corrélé aux évolutions d'inégalités dans le sens attendu de leur réduction, même après l'introduction des indicatrices régionales (non significatives). Par contre, le taux de scolarisation secondaire sort significativement des régressions en différences premières au seuil de 5% (cf. Tableau n°2) sur l'échantillon le plus large, et au seuil de 10% sur le plus petit. De même, le niveau du stock de capital humain (nombre moyen d'années d'études de la population) est corrélé avec les différentiels d'inégalités avec une significativité identique pour les deux échantillons. L'éducation secondaire semble constituer un déterminant essentiel de l'évolution des inégalités. La part des dépenses éducatives dans le PIB est également significativement corrélée aux évolutions du coefficient de Gini dans le temps au seuil de 10% pour l'échantillon le plus large, mais cette variable est non significative sur le second échantillon.

---

<sup>31</sup> La fragmentation ethnolinguistique est très corrélée avec le niveau de développement ; elle a pratiquement complètement disparu en Europe pendant la période de croissance durant laquelle un état centralisé s'est mis en place (Acemoglu *et alii*, 2001).

La variable de dualisme intersectoriel apparaît faiblement significative (au seuil de 10%), quelque soit l'échantillon, si elle est introduite dans les régressions après les variables d'éducation, ou même lorsqu'elle constitue la seule variable du modèle.

**Tableau n°2 : Régressions MCO sur le coefficient de Gini <sup>(a)</sup>, en différences premières**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini				
<b>Constante</b>	0.35 (0.21)	0.127 (0.33)	0.288 (0.34)	0.288 (0.34)	0.27 (0.35)
<b>Taux de scolarisation primaire</b>	0.017 (0.03)	0.019 (0.032)	0.004 (0.037)	0.004 (0.037)	0.002 (0.038)
<b>Taux de scolarisation secondaire</b>	-0.068** (0.02)	-0.062** (0.029)	-0.071** (0.03)	-0.071** (0.03)	-0.07** (0.035)
<b>Indicatrices régionales</b>					
⇒ Afrique subsaharienne		0.074 (1.01)	0.032 (1.025)	0.033 (1.02)	-0.01 (1.02)
⇒ Asie du Sud et de l'Est		0.081 (0.567)	0.032 (0.57)	0.034 (0.58)	0.23 (0.61)
⇒ Europe de l'Est et Asie Centrale		0.74 (0.56)	0.658 (0.57)	0.658 (0.58)	0.68 (0.58)
⇒ Afrique du Nord et Moyen Orient		-0.59 (1.32)	-0.758 (1.38)	-0.75 (1.43)	-0.838 (1.56)
⇒ Amérique latine		0.40 (0.63)	0.208 (0.64)	0.21 (0.68)	0.18 (0.69)
⇒ Pays développés		Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
<b>Variable de dualisme</b>			2.81* (1.68)	2.82* (1.68)	4.68*** (1.75)
<b>Ratio de dépendance</b>				0.15 (6.96)	-5.25 (8.11)
<b>Espérance de vie</b>					0.03 (0.14)
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.0048	0.0014	0.0041	0.0027	0.0068
<b>Nombre d'observations</b>	792	792	731	731	702

(a) Sur l'échantillon le plus large (WIID). Les données sur l'éducation sont manquantes pour les Seychelles, le Turkménistan et Taïwan.

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

*Source* : Nos propres estimations.

Les variables démographiques présentent des résultats guère plus intéressants. Le ratio de dépendance n'est pas significatif (cf. Tableau n°2), ni le taux de fécondité. L'évolution de l'espérance de vie à la naissance n'est pas corrélée aux variations d'inégalités mais sa prise en compte rend le coefficient de la variable de dualisme significatif au seuil de 1% sur le plus large échantillon (5% sur l'échantillon restreint), ce qui peut être dû au plus faible nombre d'observations pris en compte<sup>32</sup>. Parmi ces trois variables démographiques, aucune ne change significativement les coefficients régionaux, par ailleurs toujours non significatifs. Enfin, aucune des variables politico-économiques testées (part du commerce dans le PIB, termes de l'échange, part de l'aide dans le

<sup>32</sup> La même remarque peut être faite pour la variable du taux de fécondité qui rend la variable de dualisme significative au seuil de 1% mais sur un échantillon restreint à 680 points, ainsi que pour le taux d'urbanisation (au seuil de 1%) sur un échantillon de 704 points. Par contre, la densité de population (terres arables par tête) absorbe l'effet de la variable de dualisme.

PIB, régime socialiste etc.) n'est significative sur les deux échantillons.

### III-3 Pertinence du modèle démo-économique pour l'Afrique sub-saharienne

En analyse transversale, les variables de taux de scolarisation sont non significatives (cf. Tableau n°3). L'autre variable de capital humain (Cohen et Soto, 2001) est non significative également, ainsi que les dummies décennales et la variable relative à la part des dépenses éducatives dans le PIB. La variable de dualisme ne sort pas significativement dans la régression<sup>33</sup>.

**Tableau n°3: Régressions MCO sur le coefficient de Gini**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini				
Constante	38.9	26.64	70.91	54.98	56.35
Taux de scolarisation primaire	0.108 (0.075)	0.119 (0.079)	0.117 (0.072)	0.142 (0.072)	0.184 (0.075)
Taux de scolarisation secondaire	0.006 (0.131)	0.04 (0.15)	0.27 (0.17)	0.20 (0.17)	-0.087 (0.152)
Ratio de dépendance		11.83 (22.85)	7.64 (20.97)	10.96 (20.46)	-12.23 (17.33)
Espérance de vie			-0.90 (0.36)	-0.78 (0.36)	-0.825* (0.28)
Fragmentation ethnolinguistique				10.57 (6.64)	6.07 (5.48)
<b>Religion dominante</b>					
⇒ Protestante					0.65*** (0.155)
⇒ Musulmane					0.25* (0.088)
⇒ Autres					0.32* (0.11)
⇒ Catholique					Ref.
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.0617	0.0355	0.1937	0.240	0.536
<b>Nombre d'observations</b>	30	30	30	30	30

Ecart-type entre parenthèses. \* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5% ; \*\*\* significatif au seuil de 1%.

*Source* : Nos propres estimations.

Parmi les variables démographiques utilisées, le ratio de dépendance est non significatif, ainsi que l'indice de fragmentation ethnolinguistique d'Easterly et Levine (1997) contrairement aux résultats de Milanovic (2003); par contre, la variable indiquant la proportion d'individus appartenant à la religion dominante s'avère être fortement significative pour la modalité « protestante » par rapport à la référence « religion catholique dominante », dans le sens de plus fortes inégalités<sup>34</sup>. Cette variable redonne une faible significativité à la variable relative à l'espérance de vie qui est corrélée

<sup>33</sup> Résultats non présentés ici car non significatifs.

<sup>34</sup> Il faut cependant préciser que les pays sans religion dominante sont majoritaires en Afrique sub-saharienne (environ un tiers des pays). Ils semblent moins inégalitaires que les autres (Milanovic, 2003).

négativement aux inégalités. Aucune des autres variables testées (poids du commerce, terres arables par tête etc.)<sup>35</sup> n'est significativement corrélée aux inégalités de revenu.

En analyse longitudinale, les variables d'éducation ne sont pas davantage significatives, de même pour la variable de dualisme et les autres variables figurant dans le tableau n°4. Le coefficient de Gini sur la distribution des terres n'est pas non plus significatif. La densité de population relativement faible des pays africains et la relative abondance du facteur terre peuvent ainsi expliquer de moindres pressions politiques à la redistribution que sur les autres continents, avec néanmoins des exceptions notables de pays très inégalitaires de ce point de vue comme le Zimbabwe ou l'Afrique du Sud par exemple. De manière générale, en l'absence de réforme agraire après les indépendances, un mécanisme de transmission intergénérationnelle des inégalités du patrimoine foncier a sans doute contribué à une certaine stabilité de ces inégalités.

**Tableau n°4: Régressions MCO sur le coefficient de Gini (en différences premières)**

Variables explicatives	Variable dépendante : Coefficient de Gini				
Constante	0.17	0.698	0.36	-4.57	1.27
Taux de scolarisation primaire	-0.011 (0.076)	-0.035 (0.08)	-0.057 (0.084)	-0.047 (0.08)	-0.478 (0.183)
Taux de scolarisation secondaire	-0.24 (0.284)	-0.32 (0.30)	-0.35 (0.30)	-0.378 (0.30)	-0.197 (0.435)
Ratio de dépendance		34.25 (37.64)	33.62 (37.77)	31.73 (37.85)	9.03 (39.8)
Espérance de vie			0.49 (0.55)	0.509 (0.55)	0.138 (0.58)
Fragmentation ethnolinguistique				6.47 (6.63)	0.047 (7.07)
Ratio de dépendance extérieure					-0.144 (0.137)
R <sup>2</sup>	0.0248	0.0494	0.0730	0.1016	0.3078
Nombre d'observations	36	36	36	36	30

Ecart-type entre parenthèses.

*Source* : Nos propres estimations.

La variable concernant les religions dominantes ne sort plus significativement des régressions en différences premières. En revanche, l'introduction du ratio de dépendance augmente fortement le pouvoir explicatif de la régression; en effet, même si la variable est non significative, les tests d'Hausman indiquent que l'ajout de cette variable améliore sensiblement la pertinence du modèle pour expliquer l'évolution des inégalités au sein des pays.

<sup>35</sup> Pour le dictionnaire des variables utilisées, se reporter au Tableau n°5 en Annexe. Les variables supplémentaires testées spécifiquement sur l'Afrique subsaharienne figurent également en Annexe du présent chapitre (cf. Tableau n°6).



L'analyse qui précède montre bien combien il est difficile de dégager des déterminants robustes des différentiels d'inégalités entre pays ou dans le temps au sein des pays. Cette difficulté tient sans doute en partie au manque de données, notamment dans le temps, pour apprécier ces évolutions dans les pays africains. La tentative faite ici est pour le moins insatisfaisante puisqu'aucune variable ne se dégage comme étant un facteur explicatif significatif des inégalités sur l'échantillon de pays pour lesquels les données sur les inégalités sont considérées comme fiables. La petitesse de l'échantillon africain explique également en partie le manque de facteurs robustes mis en évidence à l'issue de ce travail.

**CONCLUSION**

Les différents éléments dégagés par la littérature économique apparaissent déterminants pour la compréhension de la persistance des inégalités mais leurs effets distributifs sont souvent contradictoires. Les variables d'éducation constituent des déterminants indéniables des différences d'inégalités mais dont le sens de corrélation est assez ambigu : en analyse transversale, l'éducation primaire est corrélée positivement aux inégalités de revenu alors qu'en analyse longitudinale, c'est l'éducation secondaire qui apparaît corrélée aux inégalités mais négativement cette fois. Enfin, le caractère plus ou moins dualiste des économies constitue un facteur explicatif relativement pertinent de la répartition des revenus.

Indéniablement, il manque à cette analyse des variables de répartition et de structure qui pourraient être pertinentes mais qui ne sont pas disponibles pour un très large échantillon de pays: la structure des emplois (formels versus informels, privés versus publics, qualifiés versus non qualifiés etc.), la taille des ménages, une décomposition de la structure par âge de la population plus désagrégée que celle qu'indique le ratio de dépendance, la structure par âge des niveaux éducatifs etc. En l'absence de ces informations, l'analyse que l'on est en mesure de faire au niveau macroéconomique très agrégé est bien frustrée. Aucune des nombreuses variables économiques sur lesquelles le coefficient de Gini est régressé ne modifie significativement les indicatrices régionales. En particulier, rien dans cette analyse ne semble distinguer l'Afrique subsaharienne de l'Amérique latine, les indicatrices régionales n'étant jamais statistiquement différentes, à l'instar des recherches très récentes de Milanovic (2003). Pour autant, la diversité des économies africaines du point de vue des inégalités et de leur évolution est sans doute bien réelle. Reste qu'à l'échelle macroéconomique, le modèle démo-économique testé sur l'échantillon de pays africains est peu pertinent pour expliquer l'évolution des inégalités dans ces pays. Nous manquons très certainement de recul dans le temps et de connaissances sur la véritable ampleur des inégalités sur ce continent. Des études microéconomiques sont incontournables pour améliorer l'état de nos connaissances dans ce domaine.

Durant les deux dernières décennies, des phénomènes distributifs majeurs ont été impulsés par le biais des politiques économiques. Les politiques d'ajustement ont en effet eu un impact à court terme sur le niveau des inégalités et de la pauvreté. Bien que l'analyse des effets des politiques macro-économiques ou sectorielles au niveau des ménages ait fait l'objet de nombreuses contributions empiriques depuis le début des années 1980, les résultats sont encore très

controversés. Les effets distributifs des programmes d'ajustement sont difficiles à mettre en évidence d'un point de vue méthodologique<sup>36</sup> et se confondent parfois avec les effets récessifs dus à la crise qu'ont connu la plupart des pays en développement au cours de la décennie 1980. Ce volet de la littérature mérite des approfondissements et des efforts de synthèse qui restent à faire. Nous n'avons abordé ici que la problématique générale de l'impact de l'ajustement sur la pauvreté et les inégalités au regard des critiques qui ont été formulées à l'encontre des différentes mesures de politique économique préconisées.

L'intervention étatique conserve son rôle primordial dans la lutte contre les inégalités et le fléau de la pauvreté. La plupart des études empiriques recensées montrent bien que les pays qui donnent la priorité aux capacités humaines de base inclues dans la santé, l'éducation, n'améliorent pas uniquement le bien-être des populations, ils sont susceptibles de connaître des progrès dans la distribution des revenus et un plus haut niveau de vie moyen à long terme.

---

<sup>36</sup> L'analyse contrefactuelle par simulation à partir d'un modèle micro-macro est l'approche privilégiée par les études de l'OCDE. Elle est plus satisfaisante que les méthodes économétriques fondées sur l'observation des faits avant et après les réformes (« before-after analysis ») ou les estimations sur données transversales ou de panel (Cogneau, 1997).

**BIBLIOGRAPHIE**

- Acemoglu D., Johnson S., Robinson J.A. (2001), The Colonial Origins of Comparative Development: an Empirical Investigation, *The American Economic Review*, vol. 91, n°5, pp1369-1401.
- Acemoglu D., Ventura J. (2002), The World Income Distribution, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, Issue 2, pp659-694.
- Ahluwalia M. S. (1976), Inequality, Poverty and Development, *Journal of Development Economics*, vol.3, Issue 4, pp307-342.
- Ahluwalia M., Carter N., Chenery H. (1979), Growth and Poverty in *Developing Countries*, in *Structural Change and Development Policy*, H.B. Chenery (eds.), Oxford University Press, New York.
- Alesina A., Rodrik D. (1994), Distributive Politics and Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 109, Issue 2, May, pp465-490.
- Barro R. J. (1991), Economic growth in a cross section of countries, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.106, Issue 2, pp 407-444.
- Barro R. J. (1999), Inequality, growth and investment, *NBER Working Paper n° 7038*.
- Becker G.S. (1965), A Theory of the Allocation of Time, *The Economic Journal*, vol.75, n°299, September, pp493-517.
- Birdsall N., Sabot R. (1994), Virtuous Circles: Human Capital Growth and Equity in East Asia, *World Bank, Policy Research Department*, Washington D.C.
- Birdsall N., Ross D., Sabot R. (1995), Inequality and Growth Reconsidered: Lessons From East Asia, *The World Bank Economic Review*, vol.9, n°3, pp347-508.
- Birdsall N., Londoño J.L. (1997), Asset Inequality Does Matter: Lessons from Latin America, *Inter American Development Bank*, Working Paper n°344, March.
- Bourguignon F. (1993), Croissance, distribution et ressources humaines: comparaison internationale et spécificités régionales, *Revue d'économie du développement*, vol.4, pp3-35.
- Bourguignon F. (2000), Redistribution et développement, dans Développement, Rapport du Conseil d'Analyse Economique n°25, *La Documentation Française*, pp11-42.
- Bourguignon F., Morrisson C. (1990), Income Distribution, Development and Foreign Trade: a Cross-Sectional Analysis, *The European Economic Review*, vol.34, Issue 6, September, pp1113-1132.
- Bourguignon F., de Melo J., Morrisson C. (ed.) (1991), Adjustment with Growth and Equity, *World Development*, vol. 19, n°11, November.

- Bourguignon F., Morrisson C. (1998), Inequality and Development: The Role of Dualism, *Journal of Development Economics*, vol.57, Issue 2, pp233-257.
- Chiu W.H. (1998), Income Inequality, Human Capital Accumulation and Economic Performance, *The Economic Journal*, vol. 108, n°446, January, pp44-59.
- Clarke George R.G. (1995), More Evidence On Income Distribution and Growth, *Journal of Development Economics*, vol.47, Issue 2, pp403-427.
- Clements B. (1997), Income Distribution and Social Expenditure in Brazil, *IMF Working Paper*, n°97/120.
- Cogneau D. (1997), A propos du programme "Ajustement et équité dans les pays en développement" du Centre de développement de l'OCDE, *Revue économique*, vol.48, n°4, pp989-1001.
- Cohen D., Soto M. (2001), Growth and Human Capital : good data, good results, *Centre de Développement de l'OCDE*, Technical Paper n°179, Septembre.
- Cornia G.A., Jolly R., Stewart F. (1987), L'ajustement à visage humain, UNICEF, *Oxford University Press*, 340p.
- Cromwell J. (1977), The Size Distribution of Income: An International Comparison, *The Review of Income and Wealth*, series 23, pp291-308.
- Daniere A. (1996), Growth, Inequality and Poverty in South-East Asia, The case of Thailand, *Third World Planning Review*, vol.18, n°4, pp373-395.
- Datt G., Ravallion M. (1996), How Important to India's Poor Is the Sectoral Composition of Economic Growth?, *The World Bank Economic Review*, vol.10, n°1, pp1-25.
- Deininger K., Squire L. (1996), A New Data Set Measuring Income Inequality, *The World Bank Economic Review*, vol.10,n°3,pp.565-591.
- Deininger K., Squire L. (1998), New Ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth, *Journal of Development Economics*, vol.57, Issue 2, pp259-287.
- Deininger K., Olinto P. (2000), Asset distribution, inequality and growth, *World Bank Working Paper* n°2375, June.
- Easterly W., Levine R. (1997), Africa's growth tragedy: policies and ethnic divisions, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 112, Issue 4, pp1203-1250.
- Essama-Nssah B. (1997), Impact of Growth and Distribution on Poverty in Madagascar, *The Review of Income and Wealth*, series 43, March, pp239-252.
- Fields G.S., Jakubson G.H (1994), New evidence on the Kuznets Curve, *Cornell University Working Paper*, mimeo.

Fishlow A. (1996), Inequality, Poverty and Growth: Where Do We Stand?, in Bruno M., B. Pleskovic (ed.), *Annual World Bank Conference on Development Economics 1995*, The World Bank.

Fiszbein A., Psacharopoulos G. (1995), Income Inequality Trends in Latin America in the 1980s, in Coping with Austerity: Poverty and Inequality in Latin America, Nora Lustig editor, *The Brookings Institution*, Washington DC.

Fournier M. (1997), Inequality and Economic Development: a Microsimulation Study of the Taiwanese Experience (1976-1992), *CREST-INSEE*, preliminary version.

Frankel J., Romer D. (1999), Does Trade Cause Growth?, *The American Economic Review*, vol. 89, n°3, June, pp379-399.

Grootaert C. (1997), The Determinants of Poverty in Côte d'Ivoire in the 1980s, *Journal of African Economies*, vol.6, n°2, pp169-196.

Gupta S., Davoodi H., Alonso-Terme R. (1998), Does Corruption Affect Income Inequality and Poverty?, IMF Working Paper n° 98/76, *International Monetary Fund*, Washington.

Harris J., Todaro M. (1970), Migration, Unemployment and Development in a Two Sector Model, *The American Economic Review*, vol.60, Issue 1, March, pp126-142.

Huppi M., Ravallion M. (1991), The Sectoral Structure of Poverty During an Adjustment Period: Evidence for Indonesia in the Mid-1980s, *World Development*, vol.19, n°12, pp1653-1678.

Inter-American Bank Development Report (1998), Economic and social progress in Latin America : Facing up to inequality in Latin America, Washington.

Islam N. (1995), Growth empirics: a panel data approach, *The Quarterly Journal of Economics*, vol.110, Issue 4, November, pp1127-1170.

La Porta R., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W. (1999), The Quality of Government, *Journal of Law, Economics and Organization*, vol. 15, n°1, April, pp222-279.

Leamer E.E., Maul H., Rodriguez S., Schott P.K. (1999), Does Natural Resource Abundance Increase Latin American Income Inequality ?, *Journal of Development Economics*, vol. 59, Issue 1, pp3-42.

Levine R., Renelt D.(1992), A sensitivity analysis of cross-country growth regressions, *The American Economic Review*, vol.82, Issue 4, September, pp942-963.

Lewis A. (1954), Economic Development with Unlimited Supplies of Labor, *Manchester School of Economic and Social Studies*, pp139-192.

Li H., Squire L., Zou H. (1998), Explaining International and Intertemporal Variations in Income Inequality, *The Economic Journal*, vol. 108, n°446, January, pp26-43.

Lucas R.E. (1988), On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics*, n°22, pp3-42.

- Lundberg M., Squire L. (2001), The Simultaneous Evolution of Growth and Inequality, Mimeo, *The World Bank*, April.
- Lustig N. (1995), Poverty and Inequality in Latin America, Nora Lustig Editor, *The Brookings Institution*, Washington DC.
- Lustig N., McLeod D. (1996), Minimum Wages and Poverty in Developing Countries: Some Empirical Evidence, mimeo.
- Milanovic B. (2003), Is inequality in Africa really different?, *World Bank*, mimeo, May.
- Morley S.A. (1995), Structural Adjustment and Determinants of Poverty in Latin America, in *Coping with Austerity: Poverty and Inequality in Latin America*, Nora Lustig editor, *The Brookings Institution*, Washington DC.
- Perotti R. (1994), Income Distribution and Investment, *The European Economic Review*, vol.38, Issues 3-4, April, pp827-835.
- Perotti R. (1996), Growth, Income Distribution and Democracy: What the Data Say, *Journal of Economic Growth*, vol. n°1, pp149-185.
- Persson T., Tabellini G. (1994), Is Inequality Harmful for Growth?, *The American Economic Review*, vol.84, Issue 3, pp600-620.
- Prasad K.N. (1993), Poverty, Inequality and Unemployment in India, *Concept Publishing Company*, New Dehli.
- Pryor F.L. (1990), Changes in Income Distribution in Poor Agricultural Nations: Malawi and Madagascar, *Economic Development and Cultural Change*, vol.39, n°1, pp23-45.
- Przeworski A., Vreeland J.R. (2000), The effect of IMF programs on economic growth, *Journal of Development Economics*, vol.62, pp385-421.
- Psacharopoulos G., Morley S., Fiszbein A., Lee H., Wood W. (1995), Poverty and Income Inequality in Latin America During the 1980s, *The Review of Income and Wealth*, series 41, September, pp245-264.
- Robinson J.A. (2001), Where does inequality come from? Ideas and Implications for Latin America, *Centre de Développement de l'OCDE*, Technical Paper n°188, Décembre.
- Rodrik D., Subramanian A., Trebbi F. (2002), Institutions Rule: the Primacy of Institutions over Geography and Integration in Economic Development, IMF Working Paper n°02/189, November.
- Romer P. (1986), Increasing Returns and Long Run Growth, *Journal of Political Economy*, vol. 94, Issue 5, October, pp1002-1037.
- Romer P. (1990), Endogenous Technical Change, *Journal of Political Economy*, vol. 98, Issue 5, October, pp71-102.

Sachs J.D., Warner A. (1995), *Economic Reform and the Process of Global Integration*, Brookings Papers on Economic Activity, vol. 1, pp1-118.

Sahn D.E. (1992), *Public Expenditure in Sub-Saharan Africa during a Period of Economic Reforms*, *World Development*, vol.20, n°5, pp 673-693.

Sahn D.E., Sarris A. (1991), *Structural Adjustment and the Welfare of Rural Smallholders: A Comparative Analysis from Sub-Saharan Africa*, *The World Bank Economic Review*, vol.5, n°2, pp259-289.

Sahn D.E., Dorosh P., Younger S. (1996), *Exchange Rate, Fiscal and Agricultural Policies in Africa: Does Adjustment hurt the Poor?*, *World Development*, vol.24, n°4, pp719-747.

Schultz P.T. (1995), *Investment in Women's Human Capital*, T. Paul Schultz editor, *University of Chicago Press*, May.

Spilimbergo A., Londoño J.L, Székely M. (1999), *Income Distribution, Factor Endowments, and Trade Openness*, *Journal of Development Economics*, vol. 59, Issue 1, pp77-101.

World Bank (2000), *World Development Indicators*, CD Rom, Washington.

World Bank (2001), *African Development Indicators*, CD-Rom, Washington.



**ANNEXES****Tableau n°5: Sources des données utilisées**

<b>Variabes</b>	<b>Sources</b>
Coefficient de Gini	WIID, UNU/WIDER-UNDP, 2000
Dummy régionale	-
Ratio de dépendance (nombre. de dépendants <15 ans et > 65 ans / population en âge de travailler -15 à 65 ans)	WDI 2000
Fragmentation ethnolinguistique	La Porta <i>et alii</i> (1999) ; Easterly et Levine (1997)
Régime socialiste	La Porta <i>et alii</i> (1999)
Taux brut de scolarisation primaire	WDI 2000
Taux brut de scolarisation secondaire	WDI 2000
Nombre d'années de scolarité	Cohen et Soto (2001)
Surface de terres arables par tête (log)	WDI 2000
Dualisme : productivité relative du secteur agricole	WDI 2000
Religions (% population) : catholique, protestante, musulmane, autres	La Porta <i>et alii</i> (1999)
Espérance de vie	WDI 2000
Poids du commerce (% PIB)	WDI 2000
Taux de fécondité	WDI 2000

**Tableau n°6: Autres sources de données utilisées pour les pays africains**

<b>Variabes</b>	<b>Sources</b>
Episode socialiste (a connu un ...)	La Porta <i>et alii</i> (1999)
Conflit (a connu un conflit durant les 15 dernières années)	A partir du <i>Africa Research Program</i> (ARP)– <i>Harvard University</i>
Dummy zone CFA	idem
Dummy « sous ajustement »	idem
Taux d'endettement multilatéral (% PIB)	idem
Taux d'inflation	idem
Ratio de dépendance extérieure (assistance multilatérale en % du PIB)	idem

**Tableau n°7: Coefficients de Gini par pays, sur les revenus et les terres agricoles.**

Pays	Année	Sur les dépenses ou les revenus	Sur les terres agricoles (1960)
Allemagne	1997	32.35	55.39
Australie	1998	44.6	85.31
Bangladesh	1996	33.6	41.87
Bolivie	1990	42.04	76.77
Brésil	1996	58.13	84.1
Canada	1994	28.6	55.15
Colombie	1994	58.00	82.93
Corée du Sud	1993	31.6	33.85
Costa Rica	1989	46.07	80.63
Côte d'Ivoire	1995	38	42.29
Danemark	1995	37.35	43.2
Egypte	1995	28.9	54.9
Equateur	1995	43.7	83.99
Espagne	1996	23.41	84.46
Etats Unis	1997	37.5	73.1
Finlande	1998	47.2	49.42
France	1994	29.00	54.4
Grèce	1988	35.19	45.43
Guatemala	1989	59.06	85.34
Honduras	1993	54.00	76.5
Inde	1997	37.8	61.42
Indonésie	1996	36.48	55.47
Iran	1984	42.9	62.3
Israël	1992	30.5	80.05
Italie	1995	34.6	74.3
Jamaïque	1996	36.4	80.29
Japon	1990	35.00	43.2
Jordanie	1997	36.4	67.65

Pays	Année	Sur les dépenses ou les revenus	Sur les terres agricoles (1960)
Kenya	1994	57.5	74.95
Madagascar	1993	43.44	80.4
Malaisie	1989	48.35	64.01
Mali	1994	54.00	47.76
Mexique	1994	57.00	60.66
Norvège	1996	32.35	39.14
Nouvelle Zélande	1997	23.65	76.41
Ouganda	1993	39.2	54.88
Pakistan	1996	31.2	55.59
Panama	1997	48.5	80.4
Paraguay	1995	59.00	85.69
Pays Bas	1997	32.2	50.46
Pérou	1997	50.55	92.3
Philippines	1997	49.6	56.00
Portugal	1991	35.63	71.81
Royaume Uni	1995	34.6	67.73
Salvador	1995	50.00	82.11
Sénégal	1995	41.3	49.27
Sri Lanka	1995	34.4	65.73
Suède	1996	34.16	45.64
Tanzanie	1993	38.2	78.99
Thaïlande	1998	41.4	42.55
Tunisie	1990	40.2	64.56
Turquie	1994	41.5	59.45
Venezuela	1990	53.84	91.7

*Source:* Deininger et Squire (1996), Deininger et Olinto (2000)

**Tableau n°8: Présentation synthétique des principales études empiriques sur les différences d'inégalités et de développement**

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats
<p><b>BARRO</b> Inequality, Growth and Investment  <i>NBER Working Paper</i></p>	1999	89 pays, dont 20 pays d'Afrique sub-saharienne & 68 pays avec une observation ou plus (dont 9 en Afrique sub-saharienne)	Summers & Heston 1988  Deininger & Squire 1996	Régressions sur panel (échantillon complet et échantillon sur coefficient de Gini)	1960-1995, périodes décennales 1965-75 1975-85 1985-95	<p>Taux de croissance moyens Part moyenne des investissements dans le PIB</p> <p>Coefficient de Gini</p>	<p>log du PIB par tête initial Part des dépenses gouvernementales dans le PIB Indicatrice de la pérennité des lois, Indicateur subjectif de démocratie Taux d'inflation Niveau de scolarisation initial Taux de fécondité Part des investissements dans le PIB, Taux de croissance des termes de l'échange</p> <p>Coefficient de Gini</p> <p>Log du PIB par tête Indicatrice pour la source (revenu ou consommation) Indicatrice pour l'unité de collecte (ménage ou individu) Taux de scolarisation moyens pour les adultes de plus de 15 ans : primaire, secondaire et supérieur Indicatrice de fragmentation ethnique et religieuse</p>	<p>L'effet du PIB initial sur la croissance est négatif sauf pour les pays les plus pauvres (convergence conditionnelle). La croissance est reliée négativement au ratio de la consommation du gouvernement au PIB et au taux d'inflation, positivement à l'indice de maintien de la loi, faiblement reliée à l'indice de démocratisation, et de manière non significative au niveau initial du ratio de dette publique sur PIB. La croissance est reliée positivement au stock initial de capital humain, négativement au taux de fertilité, positivement au ratio d'investissement, positivement au taux de croissance des termes de l'échange. L'investissement est relié négativement au ratio de consommation publique sur PIB et au taux d'inflation, positivement à l'indice de maintien de la loi, de manière non significative avec l'indice de démocratisation. Ces effets des variables politiques sur l'investissement renforcent les effets directs sur la croissance. L'investissement est relié de manière non significative avec la variable de scolarisation et les termes de l'échange, négativement au taux de fertilité.</p> <p>Le coefficient estimé du coefficient de Gini sur la croissance est nul. Lorsque le taux de fertilité est omis, le coeff. de Gini devient significativement négatif. Lorsque le Gini est couplé avec le niveau de développement, l'effet des inégalités sur la croissance est négatif pour des valeurs de PIB par tête inférieures à 2070\$ et devient ensuite positif. L'investissement ne dépend pas significativement des inégalités</p> <p>La courbe de Kuznets est vérifiée clairement en analyse transversale et dans le temps mais explique peu la variance des inégalités entre pays et dans le temps. Education primaire reliée négativement aux inégalités, éducation secondaire non significative (mais liaison négative), éducation supérieure reliée positivement aux inégalités. Indicatrices régionales très positives et significatives mais instables. Pas d'effet des variables d'hétérogénéité de la population sur les inégalités</p>

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats
<b>LI, SQUIRE &amp; ZOU</b> Explaining international and intertemporal variations in income inequality	1998	49 pays développés ou en développement	Deiningering & Squire 1996	Analyse de la variance des composants du coefficient de Gini  Régression MCO  Analyse de sensibilité	1947-1994  intervalles quinquennaux	Coefficient de Gini Revenu des riches ou des pauvres (revenu réel*part du revenu)  Coefficient de Gini	Indicateur des libertés civiles Nombre d'années initial moyen passées dans l'enseignement secondaire (1960) Répartition de la terre (proxy pour la distribution du patrimoine) Développement des marchés financiers (M2/PIB)  PIB initial Ratio d'investissement brut Urbanisation Prime du marché noir Choc sur les termes de l'échange Ouverture commerciale Terres arables par tête	La variance dans les coefficients de Gini est expliquée à 90% par les différences entre pays. Stabilité des inégalités dans le temps. Du point de vue théorique : économie politique de la croissance et contrainte de crédit. Déterminants des inégalités : les variables associées aux imperfections des marchés ont plus d'influence sur les inégalités que celles qui capturent l'argument d'économie politique.
<b>GUPTA, DAVOODI &amp; ALONSO-TERME</b>  Does corruption affect income inequality and poverty?  <i>IMF Working Paper</i>	1998	37 pays	Deiningering & Squire 1996, Sachs & Warner 1997, Barro & Lee 1996, Transparency International	Régressions transversales (MCO)  Méthode des variables instrumentales	1980-1997	Gini coefficient  Instruments : Pourcentage de la population parlant anglais au foyer Distance par rapport à l'Equateur Indice de fragmentation ethnique  Taux de croissance du revenu des 20% les plus pauvres (changement dans la pauvreté)	Coefficient de Gini pour la distribution de la terre Pourcentage de la population adulte (+ de 15 ans) sans éducation Nombre moyen d'années dans le secondaire (adultes de + de 15 ans) Pourcentage de stock de capital dans le PIB Part des ressources naturelles dans les exportations Indicateur de corruption Pourcentage des dépenses sociales dans le PIB Indicatrice de la source de mesure des inégalités (revenu ou consommation)  Revenu réel initial des 20 % les plus pauvres en parité de pouvoir d'achat 1980 Taux de croissance du PIB réel par tête Pourcentage de la population adulte (+ de 15 ans) sans éducation Nombre moyen d'années initial dans le secondaire (adultes de + de 15 ans) 1980 Coefficient de Gini pour la distribution de la terre Croissance de la corruption	Les pays à fortes inégalités tendent à avoir d'importantes ressources naturelles, une faible productivité du capital, de fortes inégalités dans l'éducation, un faible niveau de scolarisation secondaire et une distribution inégale des terres. Une corruption importante est associée à de fortes inégalités. La distribution de l'éducation importe plus que son niveau au regard des inégalités. Les variables de dépenses sociales sont non significatives ; aucune évidence de l'existence d'une courbe de Kuznets  Une augmentation de la corruption est associée à une moindre croissance du revenu des pauvres ; elle agit également indirectement sur les inégalités et la pauvreté en aggravant les inégalités dans l'éducation et la distribution des terres. Les pays à forte corruption ont un plus faible niveau de dépenses sociales que les autres. La corruption réduit le taux de croissance de l'économie

CHAPITRE 3 — ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats
<p><b>BIRDSALL &amp; LONDONO</b> Asset inequality does matter : lessons from Latin America  <i>Inter American development Bank Working Paper</i></p>	1997	43 pays latino-américains	Deininger & Squire 1996	Régressions transversales Elasticité des quintiles de revenu aux changements d'inégalités et de revenu moyen	1960-1993	Taux de croissance du PIB par tête	Accumulation de capital Revenu initial Niveau d'éducation initial Coefficient de Gini initial Coefficient de Gini initial pour la distribution des terres Variance de l'éducation Changements dans l'ouverture commerciale Dotation en ressources naturelles	Les inégalités et pauvreté sont contracycliques, au moins sur les 25 dernières années. La relation négative entre croissance et inégalités reflète la dynamique d'accumulation et de propriété des actifs des différents pays, plus précisément l'accès des différents groupes aux actifs productifs. Convergence conditionnelle : les pays initialement pauvres croissent plus vite à condition d'avoir un certain niveau d'éducation au départ. Les pays bien dotés en ressources naturelles croissent plus lentement et cet effet est corrélé positivement avec l'inégalité dans la distribution des terres. Pas d'effet régional latino-américain.
<p><b>FISHLOW</b> Inequality, poverty and growth: where do we stand?  <i>The World Bank</i></p>	1996	61 pays dont 42 pays en développement	Banque Mondiale 1994 World Tables	Régressions transversales	1976-1990 1960-1980	Inégalités: part du revenu des 40% les plus pauvres ( indice de Theil)  Taux de croissance du PIB	Niveau de revenu Taux de scolarisation secondaire  Revenu réel initial Taux de scolarisation primaire initial Part du revenu du quintile intermédiaire Coefficient de Gini	Les variables sont non significatives ; Mise en évidence d'une relation claire entre les inégalités, le taux de scolarisation secondaire (positive) et l'indicatrice Amérique Latine.  Les inégalités non significatives, surtout avec l'indicatrice régionale Amérique Latine

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats	
<b>PEROTTI</b>  Growth, income distribution and democracy : what the data say.  <i>Journal of Economic Growth</i>	1996	67 pays	Jain 1975	Régressions en forme réduite	1960-1990	Taux de croissance moyen du revenu par tête 1960-1985	Part de revenu combinée des troisième et quatrième quintiles PIB par tête 1960	La croissance est positivement associée avec l'égalité des revenus.. L'introduction de dummies régionales réduit la significativité de cette relation.  Le taux d'urbanisation n'est pas significatif et n'affecte pas la robustesse de la relation précédente. L'introduction de la structure par âge de la population - reliée positivement à la croissance- rend la variable de distribution des revenus non significative. Ce résultat n'est pas étonnant puisque la proportion de personnes de plus de 65 ans est très fortement corrélée avec le taux de fécondité qui est associé négativement à la croissance et à l'égalité des revenus. La prise en compte de cette variable démographique capture donc une partie du pouvoir explicatif des inégalités sur la croissance. L'espérance de vie est reliée positivement à la croissance ; sa prise en compte réduit le coefficient de la variable de distribution de revenus qui reste malgré tout significative.	
			Lecaillon et al. 1984				Indicatrice régionale		Part de la population urbaine de plus de 65 ans
			Barro & Lee 1993				Urbanisation		Pourcentage de la population âgée de plus de 65 ans
			Easterly & Rebello 1993				Espérance de vie		Indice de démocratisation
Jodice & Taylor 1988	Analyse de sensibilité	Taux marginal de taxation 1970-1985	Idem	Le coefficient de la variable de fiscalité est positif dans l'équation de croissance contrairement à ce que prédit la théorie ; la distribution du revenu ne joue plus aucun rôle sur la variable de fiscalité.					
				Estimation MCO en deux étapes		Taux de fécondité moyen 1965-1985	PIB par tête 1960 Variables d'éducation Part du revenu des classes moyennes	La fécondité a un effet négatif très significatif sur la croissance, est reliée négativement à la variable de distribution des revenus. L'éducation des femmes (taux de scolarisation secondaire) est reliée négativement à la fécondité et réduit fortement le pouvoir explicatif de la distribution des revenus sur la fécondité.	
						Taux de scolarisation secondaire	Part de revenu des deux derniers quintiles de la distribution, Imperfection des marchés Part de revenu du troisième quintile	Une relation positive entre le taux de scolarisation des femmes et la croissance se dégage. La variable de distribution des revenus est significativement positive dans l'équation de scolarité, via les effets sur la fécondité.  Une augmentation de la part de revenu des deux quintiles inférieurs tend à accroître le taux d'investissement à de hauts niveaux d'imperfection du marché.	

CHAPITRE 3 — ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats
<b>ISLAM</b> Growth empirics : a panel data approach	1995	Pays non pétroliers: 96 Pays OCDE : 22 Autres: 74	Summers & Heston 1988	Régressions transversales  Panel  Panel (effets fixes)	1960-1985   intervalles quinquennaux	log (PIB par tête aux prix de 1985)	Log(PIB par tête 1960) Epargne moyenne (1960-1985) Taux de croissance de la population (moyenne 1960-1985) Nombre d'années d'études moyen de la population âgée de plus de 25 ans	La variable d'éducation est non significative pour l'échantillon international. Son rôle est positif sur la croissance en transversal. La décomposition en sous-périodes réduit son rôle explicatif qui est alors soit négatif soit positif. Bien que les pays en développement aient fait des progrès dans les taux de scolarisation, les véritables niveaux de capital humain n'ont pas augmenté autant. D'où la relation négative dans le temps entre cette variable de capital humain et la croissance à l'intérieur des pays.
<b>CLARKE</b> More evidence on income distribution and growth  <i>Journal of development Economics</i>	1995	81 observations, 74 pour les indicateurs d'inégalités	Summers & Heston 1991, Cukierman & Webb, 1992	Régressions transversales: test pour l'hétéroscédasticité, MCO et méthode des variables instrumentales (instruments : indicatrices régionales, carré du PIB par tête initial )	1970-1988	Taux de croissance du PIB par tête	PIB par tête initial Coefficients de Gini et de Theil Indice de démocratisation Taux de scolarisation primaire et secondaire (1960) Nombre moyen de coups d'Etats et de révolutions par an (1970-85) Nombre d'assassinats Part moyenne du secteur public dans le PIB, 1970-88. Variables additionnelles: Part moyenne du commerce dans le PIB 1970-88, part de la masse monétaire (M2) dans le PIB, variation de l' inflation, nombre de plaintes de la Banque Centrale et du système bancaire au secteur privé Nombre de victimes de guerres	Les inégalités sont corrélées négativement à la croissance, quel que soit le modèle testé et indépendamment du niveau de démocratisation.

## CHAPITRE 3 — ETUDE DES DETERMINANTS DEMO-ECONOMIQUES DE L'EVOLUTION DES INEGALITES

Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variation explicatives	Résultats
<b>PEROTTI</b> Income distribution and investment <i>European Economic Review</i>	1994	67 pays	Jappelli & Pagano 1994 pour les variables d'imperfections des marchés Alesina & Perotti 1993 les variables d'instabilité politique	MCO et MCO en deux étapes	1960-1985	Part moyenne des investissements dans le PIB 1960-1985 Part moyenne des transferts publics dans le PIB, 1970-1985 Indicateur d'instabilité politique	Parts de revenu des troisième et quatrième quintile	Les transferts publics ont un effet positif sur l'investissement, contrairement à la théorie. De plus, une augmentation de la part de revenu du troisième quintile accroît la part des transferts publics dans le PIB L'instabilité politique a un effet négatif sur l'investissement. Une augmentation de la part de revenu des classes moyennes réduit l'instabilité politique.
<b>FIELDS &amp; JAKUBSON</b> New evidence on the Kuznets curve <i>Cornell University Working Paper</i>	1994	32 pays en développement (1 à 9 observations par pays, 94 points) 20 pays (62 observations)	Fields, 1989 Summers & heston 1986 Kravis 1986	Panel (estimations MCO), Modèle à effets fixes Modèle à effets aléatoires Estimations « between »	1953-1985	Coefficient de Gini	PIB par tête 1980 US \$ en parité de pouvoir d'achat	Une relation en « U inversé » statistiquement significative ressort de l'estimation de la relation linéaire dans le « pooled model ». Cette relation s'inverse avec les estimations avec effets fixes : les inégalités commencent par décroître puis augmentent avec la croissance du revenu.
<b>ALESINA &amp; RODRIK</b> Distributive politics and economic growth <i>The Quarterly Journal of Economics</i>	1994	17 pays développés 29 pays en développement	Jain 1975 Lecaillon & alii 1984 Fields 1989	Régressions transversales	1960-1985 1970-1985	Taux de croissance moyen du PIB par tête 1960-1985 ou 1970-1985	Pib initial par tête Taux de scolarisation initial primaire Coefficient de Gini.	Relation inverse entre croissance et les niveaux initiaux d'égalité de revenu et de richesse (distribution des terres en 1960).



Titre, Auteurs	Année	Echantillon	Source des données	Méthode	Période	Variable dépendante	Variables explicatives	Résultats
<b>PERSSON &amp; TABELLINI</b>  Is inequality harmful for growth ? <i>The American Economic Review</i>	1994	9 pays développés (panel historique)  56 pays développés et en développement	Maddison 1982, Banque Mondiale 1984 Summers & Heston 1988 Paukert 1973	MCO  Régressions avec la méthode des variables instrumentales pour inégalités (variables retardées de 20 ans) : pourcentage de la force de travail dans l'agriculture 1960 Espérance de vie masculine 1960 Taux de scolarisation primaire et secondaire 1960 PIB par tête 1960	1830-1985 ; sous-périodes de 20 ans      1960-1985	Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête	Part de revenu des 20% les plus riches Variables de participation politique Moyenne pondérée du pourcentage de la population scolarisée dans le primaire, le secondaire, le supérieur dans la classe d'âge correspondante Ratio du PIB par tête sur le plus haut niveau de PIB par tête  Indicateur de démocratisation du pays Part de revenu du troisième quintile Pourcentage de la population ayant atteint le niveau primaire dans la classe d'âge correspondante PIB par tête initial (1960)	Une relation négative robuste entre les inégalités de revenu en début de période et la croissance ultérieure est mise en évidence. Les différences entre les distributions expliquent un 5 <sup>ème</sup> de la variance des taux de croissance entre pays et les périodes. La scolarité jamais significative mais effet positif. Les indicatrices temporelles ont un pouvoir explicatif très fort.  Même relation inégalités -croissance pour les démocraties seulement. Les démocraties croissent plus vite en moyenne et ont un niveau de PIB par tête initial plus élevé que les autres
<b>BOURGUIGNON</b>  Croissance, distribution et ressources humaines : comparaison internationale et spécificités régionales.  <i>Revue d'économie du développement</i>	1993	36 pays en développement	Bourguignon & Morrisson 1990	Régressions transversales     Méthode des variables instrumentales	1960-1985	Taux annuel de croissance du PIB par tête 1960-1985      Quintiles de revenu   Equation d'accumulation factorielle : taux de scolarisation secondaire et taux d'investissement	Part des dépenses d'investissement dans le PIB Taux d'inscription dans le secondaire Niveau du PIB par tête en parité de pouvoir d'achat Taux de croissance démographique Indice de parité relative du pouvoir d'achat des biens d'investissement Quintiles de distribution des revenus Indicatrices régionales  Taux de scolarisation secondaire initial Indicatrices de protection effective, d'exportation de produits minéraux, de produits agricoles Part des petites et moyennes exploitations dans la surface cultivée.  Nombre moyen d'années de scolarisation dans la population en âge de travailler Indices d'inégalités PIB initial Investissements en parité de pouvoir d'achat	La convergence semble assurée par le biais de l'impact négatif de la distribution des revenus sur la croissance ; une influence positive des taux d'accumulation des capitaux humain et physique sur la croissance apparaît.  Les variables significatives pour expliquer les différences de distribution des revenus entre pays sont : le taux de scolarisation secondaire (+), l'existence de ressources minérales (-), la protection des marchés intérieurs (-) et la distribution de la propriété de la terre (+).  Les différences de taux de scolarisation sont expliquées de manière significative par le PIB initial, le stock de capital humain et la distribution des revenus, ceci en l'absence des variables régionales. Au contraire, sans indicatrices régionales, aucune des variables explicatives du taux d'investissement n'est significative alors que l'égalité des revenus a un rôle significativement négatif sur l'investissement lorsque l'on prend en compte la spécificité asiatique.





## ***CONCLUSION DE LA PREMIERE PARTIE***

Déjà dans les années 1960, le coefficient de Gini était supérieur de 10 point en Afrique par rapport au reste du monde en moyenne ; seule l'Amérique latine avait alors un niveau d'inégalités légèrement supérieur (cf. Introduction générale). Cet écart avec les autres régions s'est légèrement résorbé dans les années 1980 mais la décennie 1990 a vu l'écart croître à nouveau, l'Afrique rattrapant alors le niveau d'inégalités de l'Amérique latine. Même si on ne peut pas véritablement être catégorique sur la direction des changements des inégalités en Afrique sub-saharienne étant donné le peu de données rétrospectives dans le temps dont on dispose, il est possible que le niveau élevé des inégalités date d'avant les indépendances.

Ce haut niveau d'inégalités en Afrique sub-saharienne peut être considéré comme un paradoxe<sup>1</sup>, comme le fait remarquer Milanovic<sup>2</sup> dans un article récent ; l'Afrique devrait être un continent caractérisé par de faibles inégalités si l'on croit l'hypothèse de Kuznets selon laquelle les inégalités croissent avec le niveau de développement et la croissance d'activités secondaires et tertiaires caractéristiques du processus d'urbanisation, puis décroissent à partir d'un certain seuil de niveau de vie. En effet, les pays du continent sont globalement pauvres comparativement aux autres pays en développement, et à dominante agricole ; d'autre part, la terre, principale ressource patrimoniale, est partagée de manière relativement équitable, du moins plus équitablement qu'en Amérique latine. Le continent devrait dès lors se trouver dans la partie gauche et croissante de la « courbe en U » de Kuznets. Ainsi, ni son bas niveau de développement, ni sa distribution des terres ne semblent prédisposer l'Afrique à un tel niveau d'inégalités.

La relative insuffisance de données statistiques dans le temps sur le continent africain explique la difficulté à mettre clairement en valeur les relations entre croissance, pauvreté et inégalités (cf. chapitre 1). Les données de cadrage macro-économique (PIB, consommation par tête) ne peuvent fournir que des indications d'ordre général. Les informations issues d'enquête, si elles demeurent indispensables, sont encore trop peu fréquentes et tendent à privilégier les aspects monétaires. Quant aux informations socio-économiques, elles sont

---

<sup>1</sup> A l'exception de quelques rares pays comme l'Afrique du Sud et le Zimbabwe.

<sup>2</sup> Milanovic B. (2003), « Is inequality in Africa really different? », World Bank, mimeo, May.

rarement disponibles sous une forme désagrégée par régions et par catégories sociales pour permettre des comparaisons.

Néanmoins, un certain nombre de constats évoqués en introduction peuvent être rappelés. Tout d'abord, la crise économique qui a suivi le boom des matières premières dans les années 1970 s'est bien traduite par une baisse de croissance par tête - mais non de la croissance en valeur absolue - dans la majorité des pays et une montée correspondante de la pauvreté malgré l'amélioration régulière de certains aspects des conditions de vie. Cette augmentation de la pauvreté s'est effectuée de façon fortement inégalitaire, certaines régions et certains groupes sociaux étant plus touchés que d'autres. La montée des inégalités monétaires n'est pourtant pas nécessaire à la croissance, elle tendrait même plutôt à en freiner la reprise et s'avère préjudiciable à la réduction de la pauvreté monétaire. En effet, la pauvreté peut s'accroître si l'inégalité des revenus s'accroît au cours du processus de croissance, lequel peut produire en lui-même différents schémas inégalitaires. Le facteur qui détermine si les inégalités augmentent ou décroissent ne semble donc pas être le taux de croissance économique ou le stade de développement mais plutôt le type de croissance retenu. En tout état de cause, nos propres recherches ne permettent pas de confirmer de l'existence d'une courbe de Kuznets sur un large échantillon de pays, ni sur l'échantillon restreint aux pays africains.

D'autre part, nous avons vu que sur longue période, les inégalités évoluent peu dans les pays. C'est sans doute en raison du caractère relativement stable des « structures économiques » qui n'évoluent que sur le long terme que les variations d'inégalités nationales sont marginales dans le temps<sup>3</sup> comparativement à la différenciation croissante de la distribution des revenus entre pays.

En réalité, les inégalités en Afrique semblent déterminées par des facteurs politiques et institutionnels (cf. chapitre 2). Les recherches récentes en économie comparative ainsi que nos propres travaux montrent que les écarts de développement et d'inégalités proviennent moins de la quantité et de la qualité de ressources disponibles que des institutions qui organisent l'utilisation et la répartition de ces ressources. Historiquement, les sociétés africaines sont très hiérarchisées et cette caractéristique de l'organisation sociale a été en

---

<sup>3</sup> Néanmoins, les inégalités régionales ne sont pas statiques comme le montrent les exemples de l'Indonésie ou encore de la Chine (cf. Introduction générale).

partie renforcée par la colonisation afin de mieux contrôler les populations. En Afrique de l'Ouest notamment, la colonisation a constitué un choc majeur dont les institutions actuelles portent encore la marque, longtemps après les indépendances. Après ce mouvement majeur de décolonisation, il a semblé un moment que des sociétés plus égalitaires émergeraient sur le continent, du fait de l'installation de dirigeants socialistes au pouvoir dans les années 1960 dans quelques pays (Nkrumah au Ghana, Sékou Touré en Guinée, Nyerere en Tanzanie par exemple), et de politiques plus résolument égalitaires.

Malgré cela, d'après ce dont on est en mesure de juger compte tenu de la faiblesse de l'information statistique avant la décennie 1980, le niveau d'inégalités aujourd'hui est au moins aussi élevé qu'au moment des indépendances. Les structures hiérarchiques historiques de ces sociétés semblent s'être réinstallées, les nouveaux leaders ayant remis au goût du jour les anciens modes de gouvernance patrimoniaux (« néo-patrimonialisme ») dans lesquels le pouvoir politique est utilisé pour bénéficier des gains économiques, et cela particulièrement dans les pays dotés en matières premières source de rentes pour une élite restreinte proche du pouvoir.

Plusieurs bases de données internationales proposent différentes variables qualitatives censées mesurer tel ou tel aspect du « développement institutionnel » : respect de la loi, corruption, caractère plus ou moins démocratique du régime politique, instabilités et conflits, caractéristiques institutionnelles précoloniales, modes de gouvernance et d'exploitation des ressources par les colonisateurs etc. Le travail économétrique effectué sur deux échantillons de pays (un panel international et un échantillon d'ex-colonies uniquement) a pour objectif de mettre en évidence les déterminants structurels de la répartition des revenus actuelle (cf. chapitre 2). Pour expliquer les effets des institutions sur le développement et la répartition des richesses d'un point de vue empirique, il est nécessaire de trouver des sources exogènes de formation et de transformation des institutions qui soient suffisamment indépendantes des processus de croissance et de développement. Ces sources exogènes ont été trouvées dans la géographie (position sur le globe, ressources naturelles, conditions sanitaires) et dans l'histoire culturelle et politique des pays (peuplement, diversité ethnique, structures étatiques, type et durée de la colonisation).

Un intérêt particulier a été porté à l'influence de la colonisation et des types de gouvernance (le système de droit commun britannique et celui de droit civil français) et d'exploitation des

richesses qui en sont issus sur le niveau de long terme des inégalités de revenus. Contrairement à la plupart des articles économiques qui opposent assez radicalement ces deux « héritages institutionnels » quant à leurs résultats en termes de développement et de performances économiques et financières, ce travail ne permet pas d'affirmer la supériorité d'un système institutionnel sur l'autre du point de vue des inégalités. En revanche, les conclusions de Cogneau et Guénard (2003) indiquent que la répartition des revenus est bien expliquée par la colonisation de peuplement. De plus, la densité de population avant la colonisation est très corrélée avec la répartition actuelle des terres agricoles. Les pays qui n'ont jamais été colonisés ont une distribution des terres agricoles plus égalitaires que les autres, et plus la période coloniale a duré dans le temps, plus les inégalités sur le patrimoine foncier sont importantes de nos jours.

La recherche des facteurs explicatifs de l'évolution des inégalités à l'intérieur des pays fait également l'objet d'un travail économétrique qui propose deux modèles alternatifs: un modèle « géographique » et un modèle « démo-économique » (cf. chapitre 3). Aucun des deux modèles n'explique de manière satisfaisante les différentiels d'inégalités. Concernant l'Amérique latine qui a été plus étudiée que l'Afrique sub-saharienne, la littérature existante montre que ce sont la distribution des terres et les différentiels de niveaux d'éducation qui expliquent les inégalités. Or les inégalités de capital humain sont sans doute plus fortes en Afrique sub-saharienne qu'en Amérique latine, ce qui explique que les taux de scolarisation constituent des variables explicatives robustes des différences d'inégalités entre pays africains. Mon propre travail a également confirmé l'importance du dualisme (au sens large) pour expliquer les inégalités, tant en Afrique sub-saharienne qu'en Amérique latine. Malheureusement, la variable utilisée dans nos analyses est de mauvaise qualité et restreint la définition du dualisme à des différences intersectorielles.

On retiendra qu'il est particulièrement difficile de démêler les différents facteurs (institutionnels, géographiques, démo-économiques) qui influencent, ou ont déterminés par le passé et de manière persistante, la répartition des richesses lorsqu'on se situe à des degrés de généralité élevés comme celui des continents et/ou des pays. En définitive, les relations entre croissance, inégalités et pauvreté dans les pays en développement diffèrent et semblent être profondément influencées par la forme de l'organisation économique, institutionnelle et sociale, les caractéristiques idiosyncrasiques des économies ou encore de la répartition des actifs. Le niveau des inégalités de revenu qui empêche un nombre croissant de pauvres de

bénéficier des richesses créées résulte donc à la fois des structures économique-institutionnelles héritées de la domination coloniale à long terme et de choix politiques passés et présents.

Reste que cette recherche des principaux facteurs explicatifs de ces inégalités donne des résultats partiellement insatisfaisants: les différents modèles explicatifs testés au niveau macro-économique, à des niveaux d'agrégation tels que l'échelle internationale ou régionale pour le continent africain atteignent rapidement leurs limites, ce qui justifie d'avoir recours à des études micro économiques par pays. La seconde partie de cette thèse est par conséquent consacrée à des analyses micro-économiques et confronte différents types de données (enquêtes transversales auprès des ménages, agrégats des comptes nationaux, enquête individuelle rétrospective) sur deux pays africains : la Côte d'Ivoire et Madagascar. Elle s'attache à déterminer le niveau des inégalités économiques dans chacun des pays, les facteurs qui sont à l'origine des disparités entre les individus et d'une paupérisation croissante et multidimensionnelle des populations, en milieu urbain notamment.



## **DEUXIEME PARTIE**

**Inégalités économiques et pauvreté dans deux pays d'Afrique subsaharienne : la Côte d'Ivoire et Madagascar.**

## **CHAPITRE 4**

### **Evaluation des niveaux d'inégalité et analyse comparative dans deux pays africains : la Côte d'Ivoire et Madagascar\***

\* Ce chapitre a été réalisé en collaboration avec Sandrine Mesplé-Somps (chercheur IRD-DIAL-CIPRE) pour les analyses sur la Côte d'Ivoire, sous la direction de Denis Cogneau.

**INTRODUCTION**

Bien qu'il existe de plus en plus d'enquêtes auprès des ménages en Afrique subsaharienne, la problématique des inégalités a été, jusqu'à présent, assez peu abordée. Etant donné la faiblesse des niveaux de vie d'une part importante de la population, les études existantes portent sur la pauvreté et privilégient la dimension absolue de cette dernière, plutôt qu'une approche relative et renvoient donc peu à un questionnement sur les inégalités<sup>1</sup>. De plus, ces travaux se concentrent sur un pays donné, et adoptent rarement une approche comparative.

Les chapitres précédents ont montré que, dans les travaux analysant les liens entre les inégalités et la croissance sur un très large échantillon de pays, la zone « Afrique Subsaharienne » est appréhendée par une indicatrice régionale qui masque une hétérogénéité certaine. Cette dernière est notamment reflétée par les indicateurs d'inégalité disponibles pour une trentaine de pays africains<sup>2</sup>. Cependant, on est en droit de s'interroger sur la qualité de ces informations.

En effet, de multiples problèmes sous-tendent la mesure correcte des inégalités. En particulier, les enquêtes micro-économiques auprès des ménages à la base des statistiques usuelles comme le coefficient de Gini sous-estiment généralement le haut et le bas de la distribution des revenus<sup>3</sup>. De nombreux biais sont présents dans les enquêtes, ce qui n'est d'ailleurs absolument pas une caractéristique propre aux pays en développement, ni à l'Afrique spécifiquement. Elles sont susceptibles de comporter des erreurs de mesure liées au mode de collecte de l'information : les ménages interrogés risquent de sous-estimer ou de surestimer les montants de revenus ou de consommation en cause. D'autre part, l'usage de la micro-économie veut que l'on appréhende de préférence le « bien-être » par la variable de consommation courante plutôt que par le « revenu » des individus et/ou des ménages tant il est difficile d'appréhender toutes les sources de revenu. De plus, les agents ont tendance à lisser leur consommation dans le temps alors que leurs revenus peuvent être soumis à de plus amples variations (travaux saisonniers, périodes de chômage etc.). Dès lors, l'utilisation de données sur les revenus peut légèrement surestimer les écarts de niveau de vie par rapport à

---

<sup>1</sup> Néanmoins, les indicateurs  $P_1$  (intensité) et  $P_2$  (profondeur) de Foster, Greer et Thorbecke appréhendent la dispersion de la population pauvre autour de la ligne de pauvreté.

<sup>2</sup> Cf. Tableau n°7 en Annexe du chapitre 1.

<sup>3</sup> Le coefficient de Gini est également par construction sensible aux variations sur les extrêmes de la distribution.

des données en termes de dépenses. Nous verrons quelles sont les implications de ce choix méthodologique sur la mesure de la dispersion des niveaux de vie.

On tentera donc dans ce chapitre d'apprécier l'importance des biais sur les hauts et les bas revenus de différentes manières : d'une part, par un examen approfondi des données micro-économiques sur les deux pays étudiés; d'autre part, par l'examen de sources d'informations autres que les enquêtes micro-économiques telles que les données de Comptabilité Nationale ou encore les données de Recensement.

L'objectif principal de ce travail réside dans l'établissement d'un tableau des « vraies inégalités », en Côte d'Ivoire et à Madagascar, après avoir redressé les biais présents dans les enquêtes qui peuvent potentiellement fausser l'image de la « véritable » distribution des revenus, même si cette dernière reste dépendante des présupposés méthodologiques sous-jacents. Ce travail permettra aussi de mettre en évidence des incohérences entre les données micro et macro-économiques. En effet, les enquêtes utilisent des concepts de ressources et de dépenses qui ne coïncident pas avec ceux de la Comptabilité Nationale, ce qui rend précisément intéressant le travail de confrontation des agrégats obtenus et d'harmonisation des définitions et des nomenclatures si nécessaire.

Après avoir brièvement discuté des biais potentiellement attachés au calcul de la distribution des revenus et des choix méthodologiques qui sous-tendent la mesure des niveaux de vie (Section I), on établira un diagnostic des enquêtes utilisées pour ce travail et des incohérences constatées sur les niveaux de consommation et de revenu (Section II). Une comparaison des niveaux et des structures de la consommation et des revenus avec les données de Comptabilité Nationale et un tableau comparatif des niveaux d'inégalités calculés par d'autres études avec nos propres indicateurs font l'objet de la section III. Enfin, la dernière section mettra en évidence l'incidence du redressement des biais et incohérences constatés sur le calcul des inégalités.

### ***SECTION I- La mesure des niveaux de vie et des inégalités : biais potentiels et choix méthodologiques.***

Les données microéconomiques utilisées usuellement pour mesurer les niveaux de vie et les disparités de richesse entre les individus sont entachées d'imperfections dans leur construction

et les réponses obtenues. Ces imperfections et les difficultés rencontrées pour mesurer les niveaux de vie avec le minimum d'erreurs de mesure sont discutées par les microéconomistes depuis longtemps. Le recours à des méthodes d'estimation de fonctions de comportement des ménages est une manière de traiter ces problèmes. Il suppose un ancrage des méthodes économétriques sur des théories comportementales (fonctions d'utilité pour la consommation, théories sur la formation des salaires, sur le revenu permanent etc.) qui peuvent être testées empiriquement. La validation à partir de données micro-économiques impose des choix méthodologiques de définition et de mesure de la variable d'intérêt. Or définir des contours stricts aux notions de revenu et de dépenses ne va pas de soi. Enfin, les résultats obtenus peuvent être confrontés à d'autres sources d'informations afin d'éprouver la cohérence des informations dont disposent les économistes.

### **I-1 Types d'erreurs de mesure sur les revenus et la consommation dans les enquêtes microéconomiques et implications sur les inégalités**

On peut effectuer une typologie rapide des différents biais potentiellement présents dans les enquêtes micro-économiques sur les ménages : les erreurs d'appréciation des niveaux de vie peuvent provenir (*i*) de problèmes plan de sondage, (*ii*) de problèmes d'observation sélective (« non compliance »), (*iii*) du fait que certains items peuvent être non renseignés, (*iv*) ou d'une sous-déclaration d'items particuliers du questionnaire. Cette section a pour objectif de passer sous revue ces différentes imperfections, les choix méthodologiques qui les sous-tendent, les méthodes de détections et de corrections de ces erreurs rencontrées dans la littérature économique et d'en tirer les implications sur la forme de la distribution des revenus.

Un trait commun à la plupart des enquêtes sur les ménages réside dans le fait que certains ménages retenus lors de la phase d'échantillonnage ne participent pas dans les faits à l'enquête. Certaines enquêtes repèrent ces cas<sup>4</sup> (« unit non-response »). Ainsi, les ménages à hauts revenus sont susceptibles de ne pas y participer du fait du fort coût d'opportunité de leur temps, pour des raisons de protection de leur sphère privée, ou tout simplement parce qu'ils sont absents de leur domicile au passage de l'enquêteur. Les enquêteurs sont parfois conduits à remplacer certains ménages riches par des ménages plus modestes mais aussi plus conciliants. A l'opposé, les plans de sondage par logement éliminent de fait les personnes

---

<sup>4</sup> Ces cas de non-réponses peuvent représenter jusqu'à 30% de l'échantillon initial dans des enquêtes anglo-saxonnes et américaines (cf. les études citées par Mistiaen et Ravallion, 2003).

sans domicile fixe qui comptent parmi les plus démunies ; les plus pauvres tendent à alors à être sous-représentés. Des biais dans la distribution des revenus peuvent ainsi être dus au fait que les individus appartenant aux extrêmes de la distribution échappent à l'enquête. Dans la mesure où ce sont les groupes moyens qui participent le plus fréquemment aux enquêtes, cela conduit à un aplatissement de la distribution.

Ces problèmes « d'observation sélective » sont toujours évoqués par les chercheurs comme étant potentiellement importants, mais ils commencent juste depuis peu à être explorés par quelques travaux de recherche. Ce sont surtout leurs répercussions sur les mesures de pauvreté et d'inégalités qui sont analysées. Par exemple, Chesher et Schluter (2002) discutent des implications théoriques des erreurs de mesure sur différents indicateurs de pauvreté et d'inégalités, avec une application sur des données indonésiennes. En effet, dans la mesure où des erreurs sont possibles aux deux extrêmes de la distribution des revenus, cela mène à une surestimation ou à une sous-estimation des mesures standard d'inégalités. Cependant, alors que ces problèmes sont jugés potentiellement importants, les études empiriques ne proposent pas de méthode commune de redressement des biais potentiels constatés, ni n'explorent la sensibilité des indicateurs d'inégalités aux corrections qui pourraient être effectuées.

Une correction possible réside dans des redressements fondés sur une mise en adéquation des données d'enquêtes avec les comptes nationaux en remplaçant la consommation moyenne des enquêtes par la moyenne des comptes nationaux, comme le font les travaux de Bourguignon et Morrisson (2002), de Sala-i-Martin (2002). Cela suppose alors, d'une part, que l'on accorde du crédit à la validité des comptes nationaux pour la mesure des revenus et des dépenses, et d'autre part, que l'écart constaté entre les deux sources est neutre du point de vue distributif, c'est-à-dire que la sous-estimation de la consommation par les enquêtes est une proportion constante à tous les niveaux de richesse. On peut alors corriger de manière équi-proportionnelle les revenus de l'entière distribution, mais selon une hypothèse qui n'est pas nécessairement vérifiée puisqu'il y a des raisons de penser que la sous-estimation de la consommation et des revenus concerne surtout les catégories les plus riches de la population (Ravallion, 2001). Malheureusement, il existe peu de preuves empiriques de cette hypothèse. Nous reviendrons sur ce point particulier de comparaison des sources d'informations sur la consommation et les revenus ultérieurement.

Une autre méthode repose sur une correction fondée essentiellement sur les différences géographiques de non-réponse et l'estimation de probabilités individuelles de non-réponse au questionnaire comme des fonctions du revenu<sup>5</sup>. Les implications en termes d'inégalités peuvent être non négligeables comme le montre l'étude de Mistiaen et Ravallion (2003) qui trouvent que le fait de ne pas tenir compte des problèmes d'observation sélective sur les revenus mène à une sous-représentation de la proportion de la population du quintile le plus riche et surestime la proportion de la population des quatre plus bas quintiles. Ainsi, estimant des probabilités de non-réponses croissantes avec le revenu qui sont *in fine* utilisées pour corriger la distribution, ils redressent le coefficient de Gini des Etats-Unis de 45,05 à 50,76!

Il existe aussi des cas de non-réponses (« item non-response ») qui proviennent de ménages participants à l'enquête mais refusant de répondre à un type particulier de question, typiquement sur leur niveau de revenu par exemple : les classes privilégiées ont une tendance « naturelle » de sous-déclaration de leurs revenus d'activité, voire à cacher des revenus occultes. D'autre part, ces ménages très riches détiennent parfois des « portefeuilles d'actifs » ou des éléments de patrimoine générant des flux de revenus qui ne sont pas aisés à valoriser correctement dans les questionnaires. Enfin, les enquêtes qui tentent de raccourcir les questionnaires sur les revenus en procédant par des questions prédéfinies avec tranches de revenu entraînent généralement des biais. Certaines enquêtes permettent de minimiser ces erreurs de mesure grâce à l'inclusion de questions spécifiques sur les activités commerciales, les micro-entreprises, la valeur du patrimoine possédé, les rendements des titres possédés, etc., mais la plupart d'entre elles sont limitées. De ce point de vue, le questionnaire malgache est relativement riche, nous y reviendrons. En tout état de cause, ce qui paraît tout à fait vraisemblable est le fait que les erreurs de mesure soient croissantes avec l'élévation des niveaux de vie - les ménages riches étant *a priori* plus susceptibles que les pauvres de mal déclarer leurs revenus -, ce qui mène à une sous-estimation globale des inégalités. C'est ce que constatent notamment Székely et Hilgert (1999) dans une étude comparative sur 18 pays latino-américains. Ils trouvent que le revenu moyen des dix individus les plus riches dans chacun des pays étudiés n'est généralement pas plus élevé que le salaire moyen d'un cadre d'une moyenne ou d'une grande entreprise du pays, ce qui tend à sous-estimer fortement les inégalités.

---

<sup>5</sup> Voir la méthode appliquée par le Bureau du Recensement Américain (Census Bureau, 2000) ou encore Mistiaen et Ravallion, 2003

Enfin, d'autres corrections sont possibles, à l'instar de ce que font Lillard, Smith et Welch (1986) sur des données américaines, à savoir un appariement des caractéristiques des individus qui omettent de répondre aux questions sur leurs revenus avec celles d'individus relativement proches d'un point de vue démographique.

## **I-2 Consommation courante, revenu courant ou revenu permanent ?**

En général, il est admis que la mesure du bien-être matériel est plus aisée par le recours à la consommation courante qu'à celui des revenus courants, ce que nous avons une fois encore constaté dans cette étude (cf. *infra*). Cependant, cela ne dispense pas d'une réflexion sur la « meilleure » appréhension du niveau de richesse des ménages : doit-on nécessairement privilégier la consommation courante, sachant qu'il existe des problèmes d'inférence d'achat ? Quels éléments doit-on considérer pour mesurer la consommation et le revenu courants ? Sachant que la variabilité des revenus, notamment informels ou tirés des activités agricoles, peut être très importante d'une année sur l'autre, ne vaut-il pas mieux estimer un revenu permanent sur la base des informations socio-démographiques dont on dispose ? Quels liens existent entre ces trois types d'évaluation du niveau de vie des ménages ? Comment les économistes ont-ils exploré ces questions d'un point de vue théorique ?

Même si la mesure de la consommation courante est relativement aisée, elle est plus ou moins fiable selon le degré de détail des questionnaires d'enquêtes. En effet, l'annualisation des dépenses sur la base de modules d'enquêtes mensuels ou bihebdomadaires est problématique pour certaines dépenses qui ne correspondent qu'à de la consommation transitoire, comme pour les biens durables (appareils d'équipement ménager, véhicules etc.) ou encore les dépenses exceptionnelles liées à des événements familiaux (naissances, mariages, décès, dépenses de solidarité et cérémonies communautaires etc.). Le biais « d'inférence d'achat » qui en découle peut-être minimisé par des questions rétrospectives sur l'année sur certains biens<sup>6</sup>. En outre, lorsque le bien acheté est un élément de patrimoine, comme un logement, les sommes dépensées pour son achat ne doivent pas entrer dans la consommation courante mais peuvent être considérées comme un élément d'épargne<sup>7</sup>. D'autre part, la question de la

<sup>6</sup> Ce qui est le cas dans l'enquête malgache utilisée pour cette étude.

<sup>7</sup> Dans le calcul de la consommation malgache (cf. *infra*), les dépenses d'achat de maison ne sont pas prises en compte dans le calcul de l'épargne qui se limite à la valeur déclarée en compte d'épargne en banque. Leur caractère exceptionnel interdit également de calculer les inégalités sur cet élément de patrimoine car on ne connaît pas la valeur des logements achetés par les ménages propriétaires avant l'enquête.



valorisation de l'autoconsommation se pose également, nous verrons comment elle a été traitée ultérieurement. Enfin, un logement produit un service qui peut être vendu (propriétaire bailleur) ou consommé par son détenteur (propriétaire occupant). Ce n'est donc pas la valeur du logement qui est consommée mais la valeur du service rendu par celui-ci. Ainsi, la prise en compte ou non de loyers fictifs pour les ménages qui sont propriétaires de leur logement, estimés à partir d'un modèle des loyers en fonction des caractéristiques du logement sur les ménages locataires fait l'objet d'un choix méthodologique<sup>8</sup>. On voit bien que l'évaluation du niveau de vie sur la base des dépenses n'est pas aussi aisée que ce qu'on peut penser *a priori*.

D'autres arbitrages méthodologiques se posent pour l'évaluation des revenus courants, des ménages ou des individus. On peut définir le revenu économique comme ce que l'on peut dépenser sans s'appauvrir, autrement dit comme l'ensemble des ressources permettant de financer la consommation sans diminution du patrimoine. L'ensemble des ressources d'un ménage ne constitue donc pas le revenu : par exemple, la liquidation d'un actif (vente d'un logement, d'un bien durable, d'un équipement industriel ou agricole), bien que procurant une ressource au ménage, n'est pas un revenu économique puisqu'elle a engendré une perte de patrimoine<sup>9</sup>. En revanche, les sommes perçues pour la location de biens patrimoniaux (loyers sur les logements, sur les terres agricoles) constituent des revenus à part entière, au même titre que les dividendes. Enfin, les revenus tirés d'activités productives (agricoles ou non) sont souvent sujets à de fortes variations saisonnières que les enquêtes ne permettent pas toujours de prendre en compte. Ces activités pour propre compte nécessitent également de valoriser ce qui est consommé directement par le ménage ; les revenus intègrent donc l'autoconsommation valorisée monétairement, comme les dépenses de consommation.

Ainsi, en plus des biais repérables dans les enquêtes micro-économiques, les choix méthodologiques effectués en amont du calcul des agrégats de consommation et/ou de

---

<sup>8</sup> La méthode utilisée ici et les résultats se trouvent en Annexe A. Avant l'estimation du modèle des loyers fictifs, une équation de sélection (probit sur le fait d'être locataire ou non) a été estimée afin de tenir compte d'un éventuel effet de sélection et par conséquent d'un biais sur les estimateurs, selon la procédure en deux étapes proposée par Heckman (1979).

<sup>9</sup> C'est pourquoi les sommes nettes provenant de l'achat et la vente de biens patrimoniaux («revenu du capital productif» (matériel agricole ou non) figurent dans les tableaux relatifs aux coefficients budgétaires sur les revenus des ménages (cf. *infra*) mais ne sont pas pris en compte pour les calculs d'inégalités sur le revenu total des ménages malgaches. Il en est de même pour les sommes détenues au titre d'un héritage qui revêtent un caractère exceptionnel. Des indicateurs spécifiques des inégalités de patrimoine seraient nécessaires et feront l'objet d'un prolongement de ce travail. On sait tout de même que les inégalités d'héritage ne sont pas très importantes puisque le rapport d10/d1 est de 4,7. En revanche, les inégalités de revenus tirés du « capital productif » sont très importantes puisque le rapport d10/d2 est égal à 1382 (cf. Tableau n°11).

revenus courants conditionnent les résultats obtenus en termes de niveaux de vie, et donc les inégalités qui en découlent. Les évaluations de la consommation et du revenu courants ne sont par conséquent pas exemptes d'imperfections et peuvent faire l'objet de critiques. On peut leur préférer des estimations de fonctions de consommation, de revenu et/ou d'épargne, de propensions à consommer et à épargner en rapport avec les théories standard, à l'instar de Deaton (1997). De plus, si on dispose de données rétrospectives, il est tentant de proposer un modèle de revenu permanent sur la base de critères socio-démographiques pour appréhender le bien-être des individus à plus long terme.

La question qui se pose alors est de savoir comment estimer le revenu permanent. Les économistes ont développé différentes méthodes compte tenu des données dont ils disposent. Par exemple, Masson (1988) estime un revenu permanent à partir de deux équations au niveau individuel sur des données canadiennes (1977) et françaises (1980). Le revenu permanent est estimé d'une part en fonction du capital humain, de l'origine sociale, de la position professionnelle, variables auxquelles s'ajoute un effet de cohorte exogène dû à la croissance économique et un effet fixe individuel. Il est également dérivé du revenu courant observable, d'une composante de revenu par âge estimée et supposée identique pour tous et d'une composante de revenu transitoire<sup>10</sup>. Dans le cas de pays en développement, Bhalla (1980) estime quant à lui le revenu permanent de deux manières différentes sur des données indiennes en milieu rural sur 2000 ménages: il définit le revenu en fonction des « actifs » détenus par les ménages (la technologie définie par le fait que le ménage agricole a ou non utilisé une variété à hauts rendements, la valeur de la terre possédée, le stock de capital productif du type équipements pour l'irrigation, têtes de bétail etc., et enfin le stock de travail utilisé approché par la taille de la famille) et des effets fixes individuels puis il estime le revenu permanent comme une moyenne pondérée des revenus passés puisqu'il dispose de données en panel entre 1968 et 1971. La disposition de données en panel permet en effet d'obtenir des coefficients non biaisés des coefficients estimés et d'estimer dans ce cas précis 48% de la variance des revenus des ménages. Néanmoins, il reste difficile de faire la distinction entre les erreurs de mesure présentes dans les enquêtes et les erreurs de mesure causées par la présence de termes transitoires dans les variables mesurées.

---

<sup>10</sup> Des données de panel exogènes sont utilisées pour séparer les deux composantes du résidu de l'estimation économétrique.

L'hypothèse de revenu permanent de Friedman (1957) et d'autres modèles de lissage de la consommation dans le temps impliquent d'autre part que les ménages lissent leurs dépenses sur un horizon de long terme indépendamment des variations du revenu courant : elles dépendent uniquement de la valeur espérée des ressources sur le cycle de vie. Certains ménages à faibles revenus annuels ont ou anticipent un revenu permanent plus élevé, de sorte que leur consommation moyenne est plus importante que leur revenu annuel. Pour les ménages qui se situent dans le haut de la distribution, l'opposé peut se produire : des ménages à hauts revenus annuels, ayant ou anticipant un revenu permanent plus faible, ont une consommation moyenne inférieure à leur revenu moyen. La théorie standard prédit en tous cas un lien proportionnel entre le revenu permanent- appréhendé par des données longitudinales – et les dépenses transversales.

Cette hypothèse n'est pas validée empiriquement tant entre les pays qu'au sein d'un même pays : dans les études sur des panels ou des pseudo-panels de Deaton et Paxson (1997) sur les Etats-Unis, la Grande Bretagne, Taiwan et la Thaïlande, d'Attanasio et Browning (1995) sur la Grande Bretagne, Carroll et Summers (1991) sur 15 pays de l'OCDE de 1960 à 1985 ou encore Ghez et Becker (1975) sur les Etats-Unis, la croissance de la consommation et la croissance du revenu courant semblent en effet bien plus proches que ne le prédit la théorie. Pour les pays en développement, Bhalla (1979, 1980) réfute cette hypothèse sur la base de données en milieu rural indien : l'élasticité de la consommation au revenu permanent est inférieure à l'unité, indiquant que la consommation n'est pas proportionnelle au revenu permanent. Les estimations de la fonction de consommation sont faites à la fois sur des ménages qui se situent au-dessus du niveau de consommation de subsistance et ceux qui sont en dessous de ce niveau, bien que ce dernier soit difficile à déterminer. Cette distinction est justifiée par le fait que les pauvres sont censés être contraints à consommer l'intégralité de leur revenu courant.

Les conclusions que l'on peut tirer de notre propre analyse à partir de données transversales sur la Côte d'Ivoire et Madagascar montrent qu'il existe de nombreuses incohérences entre revenus et consommation, d'une part de manière interne aux données et d'autre part avec les informations agrégées des comptes nationaux, quel que soit le niveau de vie des ménages.

## ***SECTION II- Appréciation de la qualité des données d'enquêtes utilisées : premier diagnostic.***

Ce travail s'appuie sur l'analyse de deux enquêtes sur les ménages de type « budget-consommation : l'Enquête Permanente auprès des Ménages menée à Madagascar en 1993 (EPM93) et l'Enquête Niveau de Vie menée en Côte d'Ivoire en 1998 (ENV98), dont la qualité globale est discutée dans les développements qui suivent.

### **II-1 Problèmes de plans de sondage : couverture des enquêtes en termes de type de population et biais potentiels**

Afin d'apprécier l'impact distributif des biais d'échantillonnages éventuels des enquêtes, nous avons procédé à la comparaison des éléments de plan de sondage et des recensements à notre disposition en calculant plusieurs indicateurs : taux d'urbanisation, structure par nationalité, par ethnie, par catégorie socioprofessionnelle, par niveaux d'éducation, par types de logement, etc., en fonction des renseignements disponibles pour chacun des pays<sup>11</sup>. Dans le cas ivoirien, le plan de sondage de l'enquête de 1998 a été effectué sur la base du Recensement Général de la Population de 1988, ce qui est déjà problématique. A Madagascar en revanche, l'enquête s'appuie sur un recensement de la même année 1993 (INSTAT, 1997).

Nous n'avons pas été en mesure d'apprécier un premier biais potentiel issu de la sous-représentation éventuelle des ménages potentiellement les plus pauvres, à savoir les ménages sans domicile fixe. En effet, concernant Madagascar, le recensement de 1993 précise que cette population particulière a été interrogée séparément et indépendamment de la population « domiciliée », mais nous ne disposons pas des résultats les concernant. En Côte d'Ivoire, la définition du ménage utilisée pour les recensements successifs (1975, 1988, 1998) couple à la fois le lien de parenté et le lieu de résidence. « *D'après le Recensement Général de la Population et de l'Habitation de 1998, le ménage ordinaire est constitué par un ensemble de personnes apparentées ou non, qui reconnaissent l'autorité d'un même individu appelé « chef de ménage », vivent sous le même toit ou dans la même concession et dont les ressources sont mises en commun ou en partie. [...] Ce qui est important comme critères fondamentaux à*

---

<sup>11</sup> Voir les tableaux n°20 à n°34 sur les comparaisons avec les Recensements Généraux de Population (RPG) en Annexe B.

*respecter pour identifier les membres d'un ménage ordinaire, c'est le fait de vivre sous le même toit ou dans la même concession ; de reconnaître l'autorité du chef de ménage ; de mettre en commun les ressources, en partie ou en totalité»* (Touré, 2001). De fait, les ménages sans logis n'ont donc pas été recensés.

D'autre part, un second biais provient de la non prise en compte délibérée des étrangers ne provenant pas de pays d'Afrique noire mais néanmoins résidents en Côte d'Ivoire, qu'ils soient originaires des pays du Nord (essentiellement Europe) ou des autres pays du monde (essentiellement du Liban). Tous les individus interrogés sont en effet des « nationaux » ou des Africains immigrés, ce qui pose un problème de représentativité au niveau national du fait essentiellement de l'omission de 32 700 individus (dont 16 028 européens expatriés), soit 0.2% de la population totale ivoirienne. Il s'agit d'une faible proportion de la population totale mais en terme de consommation et de perception des revenus, cette omission est loin d'être négligeable et peut avoir une incidence importante sur le niveau estimé des inégalités.

Toujours dans le cas ivoirien, les autres biais d'échantillonnage les plus nets et les moins sensibles aux erreurs de déclaration concernent :

- le taux d'urbanisation qui est surestimé dans l'enquête ; plus précisément le poids d'Abidjan est estimé à 45% dans l'enquête contre 42% dans le recensement ;
- la sous-représentation des étrangers d'origine africaine (17 % de la population totale dans l'enquête contre 26% dans le recensement) ;
- la sous-estimation importante des résidents vivant dans des villas ou des maisons simples et une sous-estimation des ménages vivant dans un habitat précaire (baraque ou cases, surtout en milieu urbain).

En ce qui concerne les incidences probables de ces biais sur la mesure des inégalités, le second biais mentionné (omission des étrangers non africains) ainsi que le dernier vont dans le sens d'une sous-estimation potentielle des inégalités du fait d'une mauvaise appréciation du haut de la distribution et d'une sous-estimation de la population pauvre. La sous-représentation des étrangers africains va dans le même sens dans la mesure où ces étrangers sont plus pauvres que les Ivoiriens (ils sont plus susceptibles d'appartenir au bas de la distribution comme le montre le chapitre concernant l'évolution de la pauvreté en Côte d'Ivoire). Le biais sur l'urbanisation est surprenant puisqu'on s'attendait plutôt à une sous-

estimation du taux d'urbanisation par le plan de sondage de l'enquête du fait de son ancrage sur le recensement de 1988.

Dans le cas de Madagascar, seul 0,2% de la population était de nationalité étrangère en 1993<sup>12</sup>. Or tous les individus enquêtés sont des nationaux dont on ne connaît pas l'ethnie. De plus, les statistiques nationales ne sont pas disponibles sur les différents types de logement. Aucun biais clairement identifié n'a pu être dégagé des autres indicateurs disponibles, notamment sur les caractéristiques des logements (type d'éclairage, de combustible utilisé pour la cuisine, de matériau du sol etc.). Les écarts les plus flagrants entre les deux types d'informations ressortent de la comparaison des strates géographiques (les ruraux sont sur-représentés dans l'EPM93) et des structures par niveaux éducatifs, les individus non éduqués (en termes de scolarisation) étant sur-représentés dans l'EPM93. Ces deux biais indiquent une sur-représentation éventuelle du bas de la distribution.

Enfin, les deux enquêtes sont en cohérence avec les recensements concernant le rapport de masculinité, les structures par âge et les tailles moyennes de ménages. Finalement, à l'issue de cet examen comparatif des poids des différents types d'individus dans les enquêtes et les recensements, des repondérations des ménages présents dans les enquêtes ont pu être effectuées dont l'incidence sur les inégalités est présentée dans la section IV.

## **II-2 Appréciation de la qualité des informations contenues dans les enquêtes utilisées**

### II-2-1 Echantillons et questionnaires sur les ménages

Les données d'enquêtes brutes (après apurement) cachent plusieurs problèmes potentiels. En effet, les deux principales sources de biais possibles menant à une surestimation probable des plus pauvres et une sous-estimation des ménages riches peuvent venir de l'insuffisance du questionnaire ou de problèmes de saisonnalité potentiels. Examinons les caractéristiques respectives de ces enquêtes de ces deux points de vue.

---

<sup>12</sup> Dont plus d'un tiers d'Européens, 29% d'Asiatiques, 10% d'Africains, 17% de ressortissants de l'Océan Indien, le reste de la population étrangère provenant des Etats-Unis, de l'ex-URSS, d'Océanie et d'apatrides (INSTAT, 1997).

La taille des échantillons est assez similaire dans les deux pays : 4303 ménages dans l'enquête malgache (soit 22710 individus) et 4200 ménages dans l'enquête ivoirienne (soit 24211 individus), donc des échantillons relativement importants pour des pays en développement mais assez faibles pour une précision des indicateurs « correctes ».

Les enquêtes sont toutes deux construites de manière à être représentatives au niveau national ; les décompositions par strates géographiques sont les suivantes : 2 urbaines (Abidjan et Autres villes) et 3 rurales (Forêt Est, Forêt Ouest et Savane) en Côte d'Ivoire ; 6 régions (faritany) à Madagascar (Antananarivo et ses environs, Tuléar, Antsiranana, Fianarantsoa, Toamasina et Mahajanga) avec une décomposition en milieux urbain et rural pour chaque région. Des déflateurs régionaux ont été appliqués aux calculs des dépenses et des revenus selon ces strates. Leur correspondance avec la réalité est très imparfaite dans le cas ivoirien du fait que les écarts de prix régionaux appliqués datent de 1985. En revanche, dans le cas malgache, les déflateurs utilisés sont précisément ceux que l'Institut de la Statistique malgache a calculés lors du traitement de l'enquête nationale (EPM) de 1993.

Le degré de détail du questionnaire est très différent d'une enquête à l'autre. Dans l'enquête malgache, plusieurs domaines socio-économiques sont pris en compte : taille et composition du ménage, activités professionnelles, biens financiers et productifs, activités de production, revenus, transferts, etc. Le questionnaire ménage de l'EPM93<sup>13</sup> est beaucoup plus détaillé globalement que celui de l'ENV98, et notamment sur les modules qui nous intéressent, surtout sur les composantes du revenu (précisions sur la provenance des revenus agricoles, degré de détail des consommations intermédiaires par exemple). Le questionnaire de l'ENV98 est en effet assez sommaire, notamment sur les activités des entreprises individuelles (agricoles et non agricoles). On dispose de peu de renseignements sur les modes de production et sur les dépenses en intrants. La pluriactivité est appréciée par un seul questionnaire sur les activités secondaires, et non plusieurs comme dans l'EPM93 dans laquelle les revenus sont renseignés sur les quatre activités potentielles des individus durant les 12 derniers mois, l'activité principale étant celle à laquelle l'individu a consacré le plus de temps (et non pas la plus rémunératrice), ce qui constitue un degré de détail assez rare. Globalement, l'enquête malgache recense *a priori* toutes les ressources des ménages (salaires,

---

<sup>13</sup> Un autre questionnaire de l'EPM93 est qualifié de « communautaire » et a pour objectif de recueillir des renseignements relatifs à la disponibilité en services sociaux et à la situation des marchés. Il s'adresse à des individus qui ont une bonne connaissance des zones géographiques concernées.

revenus d'indépendants, revenus du patrimoine, revenus sociaux etc.) et les impôts payés. Les renseignements sur l'endettement des ménages permettent de reconstituer les flux de remboursements et de prêts effectués dans l'année. Les réponses sur l'épargne en banque permettent d'évaluer la thésaurisation des ménages<sup>14</sup>.

En ce qui concerne la consommation, les dépenses effectuées par le ménage au cours de 12 derniers mois ainsi que les dépenses notées sur les carnets de dépenses (sur un mois en milieu urbain et sur une semaine en milieu rural) sont enregistrées de la façon la plus complète possible dans le cas malgache. En plus du module sur la consommation courante, des modules sont spécifiquement dédiés aux dépenses d'éducatives annuelles et aux dépenses en biens durables. L'autoconsommation fait l'objet d'un module spécifique dans le questionnaire : elle est exprimée en quantité de biens consommés et il est demandé au ménage d'évaluer la valeur des biens consommés s'ils avaient été achetés. D'autre part, une mesure de la production et de la consommation pour compte propre en biens non alimentaires par les entreprises individuelles a été effectuée pour Madagascar puisque l'enquête le permet. Dans l'enquête ivoirienne, la majorité des dépenses non-alimentaires est enregistrée séparément pour chaque personne ayant contribué à leurs financements<sup>15</sup>. Enfin, dans les deux enquêtes, les renseignements sur les logements occupés a permis l'estimation de loyers fictifs pour les ménages propriétaires de leur logement.

L'EPM93 procède par passages multiples et les travaux de collecte sur le terrain ont été organisés de manière différente selon le milieu : en milieu urbain, une grappe de 12 ménages a été enquêtée sur une période de référence d'un mois et en milieu rural, des grappes de 16 ménages pour une période de référence de 7 jours. L'enquête s'est déroulée sur 10 cycles d'enquêtes, un cycle correspondant à peu près à un mois d'enquête durant lequel deux grappes sont enquêtées. Cette procédure minimise en principe les problèmes de saisonnalité. Dans l'enquête ivoirienne, l'échantillon est composé de 210 grappes au total composées de 20 ménages chacune (43 grappes à Abidjan, 53 dans les autres villes et 114 en milieu rural). La base du plan de sondage est le recensement de 1988, et non celui de 1998, ce qui peut être problématique pour la représentativité de la structure démographique du pays. Il s'agit d'une enquête à un passage, effectuée entre la mi-août et la mi-décembre 1998, ce qui peut poser des

---

<sup>14</sup> Il ne faut pas confondre cette épargne avec la totalité de la part non consommée du revenu ne donnant pas forcément lieu de la part du ménage à une dépense identifiable dans l'enquête. Sur l'analyse de l'épargne au sens résiduel, voir le paragraphe II-2-3.



problèmes de biais liés à la saisonnalité et au caractère exceptionnel de la consommation et des revenus agricoles.

### II-2-2 Appréciation de la qualité globale et de l'insuffisance de l'apurement

Un examen en profondeur des erreurs repérables dans les enquêtes a été effectué de plusieurs manières : (i) par la recherche des points aberrants en haut et en bas de la distribution, (ii) par la recherche des ménages très pauvres du point de vue de leur consommation et l'étude de la plausibilité de leurs niveaux de consommation en fonction des revenus déclarés, (iii) par un examen des ménages déclarant un revenu soit nul, soit faible mais qui ont un niveau de consommation relativement élevé. Dans toutes ces analyses, on a tenté de déterminer si ces incohérences proviennent de mauvaises déclarations de revenus et/ou de consommation.

Tout d'abord, il est clair que les fichiers bruts disponibles pour les deux pays n'ont pas été préalablement correctement apurés : quelques exemples d'incohérences de déclarations et/ou de saisis suffisent à en attester. Par exemple, sur Madagascar, un examen scrupuleux des ménages les plus riches en termes de revenus a fait ressortir des déclarations aberrantes : dans le ménage le plus riche (avant correction des points aberrants), le chef déclarait prélever de son activité informelle un revenu de  $1.37 \cdot 10^9$  Francs malgaches pour son ménage alors que les données sur son activité permettaient de calculer un revenu annuel net de seulement 8,866 millions de Fmg. Le montant prélevé pour le ménage était en effet annuel et non pas journalier comme le précisait la réponse au questionnaire. Un autre exemple du même type concernait une institutrice qui déclarait son revenu annuel comme un revenu mensuel, ce qui classait son ménage d'appartenance parmi les 10 plus riches. D'autres exemples concernent les montants autoconsommés déclarés qui rentrent en compte à la fois dans le calcul des revenus et dans celui de la consommation : un des ménages se situait parmi les très riches du simple fait d'une déclaration erronée sur sa consommation de litchis (150 par jour !!!). Un apurement supplémentaire (élimination de 4 ménages) a pu être effectué sur les cas extrêmes où aucune consommation n'est enregistrée, quelque que soit la catégorie de biens.

A l'issue des corrections rendues possibles par le caractère franchement aberrant des déclarations, il ressort que le ménage le plus riche de l'échantillon malgache est composé

---

<sup>15</sup> Concernant le mode précis d'annualisation des dépenses, voir l'Annexe A du chapitre 5.

d'une chirurgienne et d'un officier de l'armée dont les salaires formels constituent la majeure partie des revenus.

Dans l'enquête ivoirienne, l'apurement initial des données est également très insuffisant. Les problèmes proviennent essentiellement des déclarations de fréquence de versement de salaires erronées (comme le cas de l'institutrice malgache), qui sont relativement faciles à identifier par comparaison avec les salaires moyens de la même catégorie socioprofessionnelle et de la même strate géographique, à l'instar de la méthode mise en œuvre par Lillard, Smith et Welch (1986), ou bien de saisis aberrantes de revenus non salariaux notamment agricoles. Dans ce dernier cas, la correction a été souvent difficile voire impossible étant donné les faibles informations disponibles sur les modes de culture et les actifs. De fait, on a préféré supprimer un ménage agricole.

En dehors du caractère anecdotique de ces quelques exemples, il faut retenir que l'appréciation de la véracité des déclarations des enquêtés suppose un long examen au cas par cas des extrêmes. A l'issue de ce travail, le calcul des niveaux de consommation et de revenus des ménages a pu être effectué. Dans l'enquête ivoirienne, les données après cet apurement contiennent encore 33 ménages dont chacune des rubriques composant le revenu total est nulle<sup>16</sup> ; il existe seulement 6 ménages de ce type dans le cas malgache. Lorsque le nombre de non réponses et de revenu nul est assez limité comme dans les cas présents (moins de 1% de l'échantillon), la correction minimale effectuée par la plupart des analyses consiste à supprimer ces ménages de l'échantillon, ce que nous avons fait ultérieurement. Seul un ménage a un revenu total négatif (lié à un excédent brut d'exploitation agricole négatif) dans le cas ivoirien, mais 9 ménages dans le cas malgache (5 ménages du fait de revenus agricoles négatifs et 6 ménages en raison de transferts privés nets négatifs, dont deux ont également des revenus agricoles nets négatifs).

### II-2-3 Incohérences entre les déclarations de revenus et les déclarations de consommation

Malgré cet apurement, il semble que ce premier traitement reste insuffisant. En effet on observe plusieurs autres incohérences tout aussi importantes. La répartition des ménages par

---

<sup>16</sup> En examinant ainsi les ménages dont chaque composante de revenu est nulle, on détecte uniquement les ménages n'ayant pas répondu aux questions correspondantes et non pas les ménages qui peuvent avoir des

déciles de consommation ou de revenu permet en effet de repérer des incohérences de déclarations. Les cas d'incohérences flagrantes entre les deux sources d'évaluation des niveaux de vie sont repérables en faisant la différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation : la variable calculée (nommée  $t=dY-dC$ ) est alors très négative ou très positive (cf. Tableau n°1). Ainsi, des ménages déclarent avoir des dépenses importantes mais des revenus très faibles : ils représentent des proportions non négligeables des ménages dans chacune des enquêtes (4,31% en Côte d'Ivoire et 4,09% à Madagascar pour  $t$  inférieur ou égal à -5). A l'inverse, quand les déclarations de revenus et de dépenses sont cohérentes, que les individus appartiennent donc à des déciles proches dans les deux dimensions, cette variable prend des valeurs assez proches de zéro. On remarque que dans les deux pays, la majeure partie de la population déclare correctement son niveau de vie puisqu'environ 55% et 65% de la population appartient au même décile ou au décile immédiatement inférieur en consommation et en revenus respectivement en Côte d'Ivoire et à Madagascar.

**Tableau n°1: Différence entre le décile d'appartenance de revenu et le décile d'appartenance de consommation – Côte d'Ivoire et Madagascar**

t	Côte d'Ivoire			Madagascar		
	Nombre d'individus	Pourcentage	Pourcentage cumulé	Nombre d'individus	Pourcentage	Pourcentage cumulé
-9	12	0.29	0.29	16	0.36	0.36
-8	11	0.26	0.55	14	0.31	0.67
-7	23	0.55	1.10	23	0.51	1.18
-6	49	1.17	2.26	46	1.02	2.20
-5	86	2.05	4.31	85	1.89	4.09
-4	140	3.33	7.64	167	3.71	7.80
-3	233	5.55	13.19	214	4.76	12.56
-2	389	9.26	22.46	408	9.07	21.63
-1	628	14.96	37.41	737	16.38	38.01
0	1034	24.62	62.04	1437	31.94	69.95
1	656	15.62	77.66	772	17.16	87.11
2	391	9.31	86.97	342	7.60	94.71
3	232	5.53	92.50	136	3.02	97.73
4	160	3.81	96.31	65	1.44	99.18
5	77	1.83	98.14	25	0.56	99.73
6	43	1.02	99.17	7	0.16	99.89
7	24	0.57	99.74	4	0.09	99.98
8	10	0.24	99.98	1	0.02	100.00
9	1	0.02	100	-	-	100
<b>Total</b>	<b>4184</b>		<b>100</b>	<b>4499</b>		<b>100</b>

*Source* : nos propres calculs.

Les ménages pour lesquels les écarts entre le décile de revenu et celui de dépense sont négatifs et très importants se composent à la fois des ménages ayant refusé de donner des

revenus totaux nuls du fait d'une compensation entre des revenus non salariaux négatifs et d'autres revenus positifs.

informations sur leurs revenus mais également de ceux qui sous-déclarent fortement leurs revenus ou qui surestiment leur niveau de consommation (qui devraient être aussi pauvres en termes de niveau de consommation qu'en termes de revenus).

Afin de déterminer quelle hypothèse est la plus plausible, on a tout d'abord testé la significativité des différences de moyennes de revenus entre les ménages ayant un décile de revenu trop faible par rapport à leur décile de consommation ( $t$  égal à  $-7$ ,  $-8$  ou  $-9$ ) et ceux dont le décile de revenu est aussi élevé que leur décile de consommation. On vérifie alors si, pour le premier groupe (ménages pour lesquels  $t$  est égal à  $-7$ ,  $-8$  ou  $-9$ ), le revenu est effectivement faible et si oui, de quelle composante de revenu vient le biais. Dans le cas ivoirien, le biais provient de sous déclarations significatives des EBE non agricoles, des salaires et de l'autoconsommation agricole, et non pas des revenus agricoles générés par la vente de culture de rente et de produits alimentaires. Dans le cas malgache, ce sont les revenus agricoles et les salaires qui semblent sous-estimés par les ménages qui consomment beaucoup malgré une déclaration de faibles revenus. On ne constate pas de différences significatives dans les autres composantes du revenu pour les deux pays.

D'autre part, afin de vérifier si les écarts constatés ne proviennent pas d'une déclaration exagérée de la consommation, on effectue des tests sur la significativité des différences de moyennes de déclaration de consommation selon la même procédure. On vérifie alors si, pour les ménages dont la statistique  $t$  est égale à  $-7$ ,  $-8$  ou  $-9$  (revenus faibles et consommation élevée), les déclarations de consommation sont réellement supérieures à celles du sous-groupe de ménages dont les déclarations sont cohérentes (revenus et consommations faibles), et on cherche d'où vient le biais. Dans le cas ivoirien, le biais de consommation est significatif mais ne provient que d'écarts dans les niveaux de consommation alimentaire par tête (dont l'autoconsommation) et de logement. Si, comme le laissent présager les résultats des tests précédents, il s'agit en réalité de ménages riches sous-déclarants fortement leurs revenus, on aurait dû observer un biais pour les autres composantes de consommation telles que les biens durables. Selon nous, il est fort probable que ces mêmes ménages sous-déclarent aussi une partie de leur consommation. Dans le cas malgache, on constate que, pour toutes les composantes de consommation exceptée l'autoconsommation, les ménages qui déclarent des revenus faibles mais une consommation élevée ont effectivement des niveaux de consommation supérieurs aux autres ménages qui déclarent de manière cohérente de faibles revenus et un faible niveau de consommation. Cela confirme le fait que ces derniers sont des

ménages plutôt riches en réalité eu égard à leur niveau de consommation, mais qui sous-estiment leurs revenus dans leurs réponses à l'enquête.

Enfin, d'autres ménages, en plus faible proportion, déclarent ne consommer que très faiblement mais avoir des niveaux de revenus élevés ( $t$  supérieur ou égal à 7). Ces niveaux de consommation exceptionnellement bas au regard des niveaux de revenus peuvent être plausibles en revanche. Afin de vérifier s'il s'agit de ménages effectuant une sous-déclaration de leur niveau de consommation (hypothèse de déclaration de revenus corrects), ou de ménages qui déclarent des revenus trop élevés (hypothèse de niveaux de consommation déclarés corrects), nous avons procédé de la même manière que précédemment en vérifiant la significativité des différences de moyenne de consommation et de revenu de ces ménages avec les sous-groupes de ménages devant en principe leur ressembler. Les résultats de l'enquête ivoirienne montrent que l'ensemble des composantes de revenus, à l'exception des revenus de retraite et d'assurance, des prestations sociales et des transferts privés reçus, sont supérieures pour les ménages dont les  $t$  sont élevés: ce sont donc de « vrais riches » qui devraient consommer beaucoup. Pour Madagascar, on ne constate de différences que sur les revenus d'activité (agricoles et non agricoles) qui constituent la majeure partie des revenus totaux (environ 63% en moyenne, cf. infra) et les « autres revenus », de sorte qu'on peut également considérer que les ménages qui déclarent des revenus élevés mais une faible consommation sont effectivement des ménages riches qui pourraient consommer beaucoup.

On peut enfin vérifier si ces ménages ont plutôt des niveaux de consommation faibles du fait d'un mode de vie économe particulier en les comparant avec des ménages également à hauts revenus mais consommant beaucoup. Les résultats sur la Côte d'Ivoire montrent que les ménages à hauts revenus et niveau de dépenses faible consomment systématiquement moins que les ménages dont les déclarations sont cohérentes, sauf pour la santé, les loisirs, l'éducation, les autres biens et les biens durables. On peut en déduire alors qu'il y a en fait une sous-déclaration possible de tous les autres postes de dépenses : étant donné leurs revenus, les déclarations de dépenses alimentaires notamment auraient dues être plus importantes. Pour Madagascar, on ne constate aucune différence significative quelles que soient les composantes de la consommation entre les deux types de ménages : on peut donc également en déduire que les ménages qui déclarent de hauts revenus mais une faible consommation sous-estiment en réalité leur consommation.

On en conclut finalement que les biais les plus importants viennent des individus qui se déclarent « riches » en termes de consommation et « pauvres » en termes de revenus : ces incohérences proviennent vraisemblablement du fait qu'ils sous-estiment largement certains types de revenus : les revenus non salariaux non agricoles et les salaires dans le cas ivoirien, les revenus d'activités agricoles et les salaires dans le cas malgache. Pour Madagascar, on conclut également que les niveaux de consommation sont sous-évalués pour toute une frange de la population qui est riche en termes de revenus, et cela quel que soit le type de dépense.

#### II-2-4 Examen des taux d'épargne résiduels

Pour clore l'analyse de la cohérence interne des enquêtes, un examen des ménages dont les taux d'épargne sont incohérents (extrêmes) a été effectué en examinant l'origine par décile des épargnes résiduelles négatives (différence entre les revenus et la consommation par ménage).

**Tableau n°2: Taux d'épargne résiduelle moyens – Côte d'Ivoire et Madagascar**

Déciles de revenu	Côte d'Ivoire		Madagascar	
	Taux d'épargne moyen (en %)	Ecart-type	Taux d'épargne moyen (en %)	Ecart-type
1	-424.2	1570.2	-132,9	1966,3
2	-103.0	200.6	2,6	62,0
3	-85.9	174.9	10,3	53,8
4	-58.3	194.1	9,3	68,6
5	-64.6	164.2	16,6	63,8
6	-39.5	112.0	15	54,3
7	-31.4	106.5	19,9	46,0
8	-30.1	120.6	10,6	75,9
9	-11.3	88.5	24,6	37,5
10	15.7	83.3	22,1	94,6
<b>Total</b>	<b>-80.7%</b>	511.3	<b>-0,2%</b>	626,63

*Source* : nos propres calculs.

Dans l'enquête sur la Côte d'Ivoire, on obtient un taux d'épargne résiduelle moyen négatif élevé de -80% (cf. Tableau n°2). Le taux d'épargne moyen est croissant avec le niveau de revenu et est positif uniquement pour le dernier décile de revenu. Ainsi, 60,6% des ménages de l'échantillon a une épargne négative. Parmi ces ménages, 883 ont une épargne inférieure ou égale à -100%. Les taux d'épargne négatifs inférieurs à -100% se situent sur l'ensemble de la distribution. Sur l'enquête malgache en revanche, le taux d'épargne moyen<sup>17</sup> est de -0,2%

<sup>17</sup> Il s'agit de l'épargne résiduelle, à ne pas confondre avec l'épargne thésaurisée par les ménages et conservée en banque qui représente en moyenne 6% du revenu total des ménages dans l'enquête (cf. *infra*). Les sommes

et il n'est que légèrement croissant avec les déciles. Il est en moyenne négatif uniquement dans le premier décile. Par contre, on trouve des individus (346 en tout) qui désépargnent dans tous les déciles de revenu, et des taux aberrants (inférieurs à -100%) également dans tous les déciles. Ces résultats ne sont pas étonnants pour les pays étudiés : en effet, comme le note Deaton (1997, p369), « household surveys from developing countries frequently do record dissaving by substantial fractions of households. There is no doubt that some of this is due to underestimation of income relative to consumption, but the observation may have more truth to it than is often credited ».

Pour remédier au caractère aberrant de l'épargne résiduelle que nous avons pu constater dans tous les déciles de revenus et de consommation, et ainsi redresser les revenus, différentes corrections ont été envisagées mais malheureusement sans succès. A l'instar de Bhalla (1980), Adams (2002) et Alderman (1996) entre autres auteurs, une estimation des propensions marginales à épargner sur les différentes composantes du revenu (plus précisément sur les parties transitoire et permanente du revenu<sup>18</sup>) a été effectuée. Cette solution a été rejetée dans la mesure où nous ne disposons que d'une année d'enquête et non de panels de ménages, ce qui ne permet pas de distinguer les différentes composantes des résidus (effets fixes individuels, effets de période et terme d'erreur aléatoire) ni d'obtenir par conséquent des estimateurs sans biais de l'épargne. De plus, le fait que la variable dépendante (l'épargne) soit résiduelle, mesurée par la différence entre les revenus et les dépenses observés, peut introduire une corrélation dans les régressions entre les variables explicatives et la variable à expliquer et ainsi biaiser également les propensions marginales à épargner estimées.

---

thésaurisées sont également distinctes de ce que l'on peut qualifier « d'épargne longue », étudiée par Loisy (1999) en France, qui est constituée des placements immobiliers (achat de logements), de retraites et d'autres actifs financiers.

<sup>18</sup> En effet, l'hypothèse de revenu permanent suppose que l'épargne  $S$  peut être estimée selon le modèle  $S = k_0 + k_1 Y_P + k_2 Y_T + \mu$  où  $k_1$  et  $k_2$  sont les propensions marginales à épargner sur le revenu permanent et le revenu transitoire respectivement.

### ***Section III – Quelle cohérence entre les données d'enquêtes sur la consommation et les revenus et la Comptabilité Nationale ?***

#### **III-1 - Intérêt de la comparaison**

Les analyses qui étudient l'impact de la croissance sur la pauvreté et les inégalités sont toujours fondées sur les évolutions des données de Comptabilité Nationale : on suppose en général que les agrégats moyens calculés sur les enquêtes croissent au même rythme que les dépenses de consommation privée des comptes nationaux. Or les rares études qui comparent les deux sources d'informations montrent globalement que ce n'est pas le cas : par exemple, Ravallion (2000) trouve qu'en Inde, les enquêtes nationales captent seulement 70% de l'augmentation de la consommation des ménages perceptible dans les comptes nationaux entre 1990-91 et 1997. Il note également que dans une étude sur l'Inde, la consommation globale calculée à partir de l'enquête nationale de 1993-1994 compte pour 60% de la consommation privée des comptes nationaux, un niveau proche des résultats de la présente étude sur Madagascar (cf. *infra*). Son analyse sur 88 pays en développement ou en transition (Ravallion 2001) montre que dans tous les cas, la consommation par tête tirée des enquêtes est sous-estimée par rapport aux comptes nationaux<sup>19</sup>. Il existe en effet de nombreuses raisons méthodologiques et conceptuelles pour que les agrégats calculés à partir de ces deux sources ne soient pas égaux.

Tout d'abord, les enquêtes retiennent la notion de débours ou de sortie monétaire pour mesurer la consommation<sup>20</sup>. Pour sa part, la Comptabilité Nationale retient la notion de consommation finale qui représente l'ensemble des biens et services utilisés pour la satisfaction directe des besoins humains. Les ménages sont supposés consommer immédiatement les biens qu'ils achètent ou qui leur sont fournis gratuitement, y compris les biens durables<sup>21</sup>. D'autre part, dans beaucoup de pays en développement, mais pas seulement dans ces pays, la consommation agrégée de la Comptabilité Nationale est uniquement un résidu obtenu après soustraction d'autres formes (mesurées) d'absorption domestique du revenu agrégé, celles des entreprises et du gouvernement, alors que les enquêtes sont fondées

<sup>19</sup> Voir également Loisy (1999) pour une comparaison sur la France

<sup>20</sup> A l'exception des biens autoconsommés, évalués aux prix auxquels ils auraient été achetés au producteur.

<sup>21</sup> A ce propos, ni la Comptabilité Nationale, ni les enquêtes ne prennent en compte la notion de durée d'utilisation des biens et par conséquent la dépréciation (amortissement) des biens durables. Le logement fait



sur les dépenses effectives des ménages. En tant que résidu, la consommation des ménages de la Comptabilité Nationale cumule donc les erreurs qui sont faites en amont sur les autres secteurs institutionnels. Les deux sources de données donc sont largement indépendantes et il existe des biais dans chacune des sources. En Comptabilité nationale, les problèmes pour apprécier l'ampleur des revenus illégaux, informels, ou encore de subsistance sont bien connus. D'autres composantes d'absorption domestique qui ne viennent pas des ménages sont également difficiles à évaluer, comme les fuites de capitaux, ce qui mène à une surestimation de la consommation dans les comptes nationaux.

Les deux sources de données ne sont pas concordantes par rapport à la « population » prise en compte : la consommation de la Comptabilité nationale incorpore les dépenses des Organisations Non Gouvernementales et d'autres institutions sans but lucratif (du type clubs, groupes politiques, œuvres de charité, groupes religieux etc.), ce qui n'est pas le cas des enquêtes qui ne tiennent compte que des achats et de l'autoconsommation des ménages. De plus, dans les économies rurales, il n'est pas aisé de distinguer la consommation de céréales pour les usages domestiques et celle qui est destinée au bétail dans les Comptes Nationaux. Enfin, les déflateurs de prix ne sont pas nécessairement les mêmes entre les deux sources, comme c'est également le cas pour les nomenclatures de branches et de produits. Etant donné les différences de méthodes et de couverture, il est clair qu'il n'y a *a priori* pas de raison pour que les deux sources d'informations conduisent à une estimation similaire des niveaux de consommation et/ou de revenus des ménages. Il n'est pas surprenant que ce ne soit pas le cas. Par contre, ce qui peut être plus préoccupant est l'ampleur de l'écart constaté entre les deux sources. Aussi, la comparaison qui suit n'est pas une tentative pour savoir quelle source d'information donne la mesure la plus correcte des niveaux de vie moyens des populations, mais plutôt un exercice dont le but est de déterminer dans quelle mesure les deux sources s'accordent et quelle proportion des agrégats macro-économiques est reflétée dans les enquêtes. Lors de cet exercice comparatif, de multiples problèmes ont été rencontrés pour mettre en adéquation les deux types d'information, notamment au niveau de l'agrégation des données d'enquêtes. De plus, nous ne disposons malheureusement pas des données de Comptabilité Nationale pour la même année que l'enquête mais seulement pour l'année 1995 pour Madagascar et l'année 1997 concernant la consommation en Côte d'Ivoire. Aussi, des corrections en valeur ont été effectuées grâce aux données disponibles sur les pays pour

---

exception puisque son achat est considéré par la Comptabilité nationale comme un investissement. Le même traitement a donc été effectué pour les achats de logements répertoriés dans les enquêtes.

chaque année dans la base de donnée de la Banque Mondiale en appliquant le taux de croissance de la consommation privée de la Comptabilité Nationale.

### **III-1 Comparaison sur le niveau et la structure de la consommation**

La première étape du travail de comparaison avec les données de Comptabilité Nationale a consisté à agréger les dépenses de consommation des ménages de manière à se rapprocher de la nomenclature des branches de consommation des Tableaux des Entrées-Sorties (TES). Les regroupements des branches de la Comptabilité nationale sont nécessairement imparfaits. En effet, alors qu'il est aisé d'attribuer l'agrégat de la branche « Industrie textile et confection » à des dépenses familiales d'habillement, il est moins évident de savoir s'il faut faire correspondre la totalité de l'agrégat de la branche « industrie du papier et de l'édition » à des dépenses de loisir ou à dépenses éducatives. Le problème se pose également pour les biens durables et les autres biens qui regroupent des biens très divers produits par des branches industrielles variées (industries mécaniques et métalliques pour les véhicules et les montres par exemple qui sont des biens durables, mais aussi « industries diverses et du cuir »). Dans certains cas donc, le choix d'appariement est partiellement arbitraire, ce qui peut poser des problèmes de cohérences entre les deux sources d'informations.

Enfin, pour être dans la mesure du possible en conformité avec la nomenclature des comptes nationaux, les dépenses agrégées ont été réparties dans les postes budgétaires suivants : alimentation, habillement, logement (comprenant l'imputation de loyers fictifs pour les propriétaires), équipement et entretien, loisirs, biens durables, transport, soins et services domestiques, éducation et santé, et enfin autres biens.

A Madagascar, une très forte inflation a été enregistrée entre 1993 et 1995, l'indice des prix passant de 100 en janvier 1993 à 207 en 1995. En volume, la consommation a augmenté de 2,12%. La consommation nationale a globalement augmenté en valeur de 112,0%. L'enquête de 1993 a donc été corrigée de cette évolution. Même réévaluées, les données d'enquête sous-évaluent fortement la consommation des ménages par rapport aux agrégats nationaux.

**Tableau n 3: Comparaison des niveaux de consommation avec les données de Comptabilité Nationale – Madagascar**

Postes	CN95 (a)	EPM93 en prix 93 (a)	EPM93 en valeur 1995 (a)	EPM93 en valeur 95 en % de CN95
Alimentation	6311405	1 960 876	4 174 860	66.1
Habillement	1114052	176 745	376 304	33.8
Logement (b)	624607	190 386	405 346	64.9
Equipement et entretien	1251483	119 398	254 208	20.3
Loisir	914071	42 623	90 748	9.9
Biens durables	311594	200 326	426 509	136.9
Transport	445647	90 705	193 117	43.3
Soins et services domestiques	820421	29 633	63 092	7.7
Autres biens	164682	163 082	347 215	210.8
Education santé	389698	134 266	285 864	73.4
<b>TOTAL</b>	<b>12 347 660</b>	<b>3 233 493</b>	<b>5 806 571</b>	<b>53,5%</b>

(a) en millions de Fmg

(b) non compris les loyers fictifs

*Source* : nos propres calculs

On ne parvient finalement à reconstituer que 53,5% du niveau de la Comptabilité Nationale avec les données d'enquêtes, avec des disparités importantes selon les postes budgétaires : tous les postes sont en-deçà du niveau des comptes nationaux à l'exception des biens durables et des autres biens, ce qui tient sans doute au fait que ces postes regroupent des biens très divers qui n'ont sans doute pas été correctement affectés aux « bonnes » branches industrielles correspondantes malgré l'attention portée à cette étape du travail.

**Tableau n°4 : Comparaison des niveaux de consommation par tête en milliers F CFA courants 1998 – Côte d'Ivoire**

Postes	CN97	ENV 98	ENV98 en % de CN97
Alimentation	169	165	97,8
Habillement	17	20	117,3
Logement	31	41	130,8
Equipement Entretien	25	9	37,2
Santé	2	17	1088,7
Transport	28	20	72,9
Loisir	7	4	53,2
Education	1	10	1289,8
Biens durables	22	4	20,9
Autres biens	21	5	25,4
<b>Total</b>	<b>323</b>	<b>297</b>	<b>92%</b>
<b>Niveau de consommation (en millions F CFA courants)</b>	<b>4 637 616</b>	<b>4 305 210</b>	<b>92,8%</b>

*Source* : nos propres calculs

En ce qui concerne la Côte d'Ivoire, la croissance de la consommation entre 1997 et 1998 appliquée aux données d'enquête est de 7,1% en valeur. Les résultats sont plus satisfaisants que dans le cas malgache : la comparaison avec la Comptabilité Nationale met en évidence une sous-évaluation de seulement 8% du niveau de consommation par tête par l'enquête, qui

peut provenir du fait que celle-ci ne capte pas la consommation des ménages étrangers d'origines européenne ou du Moyen-Orient (Libanais)<sup>22</sup>. Si on suppose que leur niveau de consommation est équivalent à celui du dernier décile (ou bien des 10 ménages les plus riches), soit environ 15000 FF par mois par ménage (en supposant que ces ménages ont une taille moyenne de 4 individus) et que l'on rajoute ce niveau de consommation à l'enquête, alors l'écart entre les données de la Comptabilité Nationale et celles de l'enquête est réduit de moitié!

**Tableau n°5: Coefficients budgétaires par quartiles de consommation par tête (a)- Madagascar**

	CN95	EPM93	q1	q2	q3	q4
<b>Alimentation</b>	51,1	60,6	71,9	71,8	68,3	51,8
dont autoconsommation		40,4%	58,5%	55,4%	45,0%	25,6%
<b>Habillement</b>	9,0	5,5	6,9	6,7	5,7	4,7
<b>Logement</b>	5,1	6,6	9,6	7,6	8,2	11,3
dont loyers (y c loyers fictifs)		50,5%	72,5%	64,0%	56,7%	43,0%
<b>Equipement entretien</b>	10,1	3,7	3,6	3,4	3,8	3,7
<b>Loisir</b>	7,4	1,3	0,3	0,5	0,9	2,0
<b>Biens durables</b>	2,5	6,2	0,9	1,1	2,4	10,3
<b>Transport</b>	3,6	2,8	0,5	0,9	1,2	4,6
<b>Soins et services domestiques</b>	6,6	0,9	0,3	0,4	0,5	1,4
<b>Education Santé</b>	1,3	5,0	2,7	3,4	4,3	4,6
<b>Autres biens</b>	3,2	4,2	3,3	4,3	4,6	5,6
dont cérémonies		57%	54,7%	56,3%	52,9%	56,8%
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993.

*Source* : nos propres calculs

Les postes les plus sous-évalués sont ceux de l'alimentation, des biens durables, de l'équipement et entretien, et des autres dépenses. Pour les dépenses alimentaires, cette erreur de mesure provient sans doute du problème de la collecte des données d'enquête qui ne couvre pas l'ensemble de l'année, qui ne repose pas sur des carnets de dépenses et qui est effectuée en un passage seulement. Cette sous-évaluation peut aussi provenir du fait que les enquêtes agricoles sont de mauvaise qualité en Côte d'Ivoire. Pour les biens durables, l'équipement et entretien, on constate ici que le questionnaire est insuffisant pour capter ces types de consommation, en plus des sous déclarations possibles des ménages enquêtés. La surévaluation des postes habillement, logement, santé et éducation s'explique à la fois par le fait que les enquêtes sont mieux en mesure de capter ces dépenses mais aussi par les problèmes de classements des informations et d'agrégation entre les deux sources d'information. Globalement, la relative mauvaise adéquation entre les deux sources de

<sup>22</sup> Rappelons que cette communauté représente 32700 individus, soit 0,2% de la population résident dans les pays.

données se retrouve également dans la comparaison des coefficients budgétaires de chaque poste de dépenses pour les deux pays (cf. Tableaux n°5 et n°6).

A un niveau plus désagrégé, la distribution de la consommation est assez cohérente au sein des enquêtes, en quartiles de consommation et même plus finement en déciles de dépenses. En effet, pour les deux pays, on constate une relation négative entre le coefficient budgétaire alimentaire et le niveau de vie qui permet de vérifier la loi d'Engel. Pourtant, les différences au sein de la distribution sont plus flagrantes sur les données malgaches qui permettent un plus grand degré de détail. Dans les dépenses calculées sur la base de l'EPM93, l'autoconsommation représente 40,4% de l'alimentation, soit 24,5% des dépenses totales. Cette part de l'autoconsommation baisse également de manière attendue avec le niveau de dépenses totales. Dans les dépenses en logement, les loyers comptent pour 50% et cette part baisse également avec le niveau de vie. En revanche, la part des loyers fictifs seulement dans les dépenses en logement (40% en moyenne) baisse avec la richesse, indiquant que les plus riches déclarent des loyers supérieurs aux plus pauvres, pour des logements de meilleur qualité, les plus pauvres étant souvent propriétaires de logements médiocres<sup>23</sup>. Les dépenses qui revêtent un caractère très exceptionnel, à savoir les dépenses de cérémonies<sup>24</sup>, représentent en moyenne plus de 50% des dépenses en « autres biens », et cette part est relativement stable avec le niveau de richesse.

**Tableau n°6: Coefficients budgétaires par quartiles de consommation par tête (a)– Côte d'Ivoire**

	CN97	ENV98	q1	q2	q3	q4
<b>Alimentation</b>	52	56	60	59	54	54
<b>Habillement</b>	5	7	9	8	7	6
<b>Logement</b>	10	14	16	15	16	12
<b>Equipement Entretien</b>	8	3	3	3	3	4
<b>Santé</b>	0	6	5	5	6	6
<b>Transport</b>	9	7	4	5	7	9
<b>Loisir</b>	2	1	1	1	1	2
<b>Education</b>	0	3	3	3	4	3
<b>Biens durables</b>	7	2	0	1	1	3
<b>Autres dépenses</b>	7	2	1	1	1	3
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100

(a) ENV98 exprimée en prix régionaux

Source : nos propres calculs

Enfin, les coefficients budgétaires des dépenses de biens durables, de soins domestiques, de santé, de loisir augmentent logiquement avec la richesse, là encore de manière plus flagrante

<sup>23</sup> Notons que 73,8% de la population est propriétaire selon l'EPM93, 82,6% selon le recensement de 1993.

<sup>24</sup> Ces dépenses sont distinguées des autres, comme dans l'article de Alderman (1996), dans la mesure où elles constituent une partie très transitoire de la consommation.

dans le cas malgache par rapport aux données ivoiriennes pour lesquelles ces biens pèsent plus uniquement dans la consommation du dernier décile, voire du dernier centile. On peut en déduire que, si les données de Comptabilité Nationale ivoiriennes sont correctes, un redressement possible des données d'enquêtes supposerait d'allouer un supplément de consommation de ces biens plus important aux ménages les plus riches et donc d'accroître les inégalités dans ce pays.

**Tableau n°7: Coefficients budgétaires par déciles et centiles extrêmes de consommation par tête (a)- Madagascar.**

	d1	d2	d3	d8	d9	d10	c98	c99	c100
<b>Alimentation</b>	69,6	72,0	73,6	65,0	62,2	44,7	45,6	52,3	26,6
dont autoconsommation	59,4%	58,3%	57,2%	38,0%	34,1%	17,4%	9,1%	21,9%	13,9%
<b>Habillement</b>	7,2	6,7	6,4	5,5	5,0	4,5	4,5	3,6	3,8
<b>Logement</b>	12,1	8,9	8,3	8,9	10,4	12,1	11,4	10,7	12,3
dont loyers	76,9%	71,0%	66,4%	52,8%	52,4%	38,1%	47,1%	40,4%	20,6%
<b>Equipement entretien</b>	3,2	4,0	3,4	4,0	3,7	3,7	3,9	3,4	3,4
<b>Loisir</b>	0,1	0,3	0,4	1,2	1,3	2,5	2,1	3,1	3,4
<b>Biens durables</b>	0,5	1,3	0,8	3,7	5,1	13,7	8,5	10,2	29,3
<b>Transport</b>	0,3	0,7	0,5	1,9	2,2	6,1	6,8	4,3	11,0
<b>Soins et services domestiques</b>	0,2	0,3	0,3	0,5	0,9	1,8	2,3	1,4	2,0
<b>Education Santé</b>	2,9	2,6	2,9	4,4	4,6	4,7	4,5	3,8	3,1
<b>Autres biens</b>	3,9	3,3	3,3	4,9	4,6	6,2	10,3	7,3	5,1
dont cérémonies	51,6%	58,9%	50,8%	55,6%	60,2%	54,1%	83,9%	66,0%	37,4%
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100	100	100	100

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993.

Source : nos propres calculs

**Tableau n°8: Coefficients budgétaires par déciles et centiles extrêmes de consommation par tête (a) – Côte d'Ivoire**

	d1	d2	d3	d8	d9	d10	c98	c99	c100
<b>Alimentation</b>	61	59	60	53	54	55	68	67	45
<b>Habillement</b>	9	9	8	6	6	5	4	5	7
<b>Logement</b>	15	16	14	14	13	10	4	3	5
<b>Equipement Entretien</b>	3	3	3	3	3	4	4	3	5
<b>Santé</b>	5	5	6	6	7	5	4	4	6
<b>Transport</b>	3	3	4	9	8	9	9	8	11
<b>Loisir</b>	1	1	1	1	2	2	1	2	3
<b>Education</b>	3	3	3	4	4	3	3	2	2
<b>Biens durables</b>	0	0	0	1	1	4	1	4	9
<b>Autres dépenses</b>	1	1	1	2	2	4	2	2	8
	100	100	100	100	100	100	100	100	100

(a) ENV98 exprimée en prix régionaux

Source : nos propres calculs

### III-2 Comparaison sur les niveaux et la structure des revenus

Comme pour la consommation, la collecte des données sur les revenus peut être insuffisante, notamment sur le secteur informel ou encore les petites activités agricoles, comme dans le cas ivoirien. En effet, pour ces activités dans lesquelles les individus sont fréquemment leur propre patron, il est difficile de distinguer quelle part du revenu dégagé par l'activité peut être assimilée à un « profit » ou excédent Brut d'Exploitation (EBE) qui peut être affecté à des dépenses ultérieures pour l'unité de production (réinvestissement), et quelle part est utilisée par l'entrepreneur pour faire vivre son ménage. Dans le cas malgache, le questionnaire permet de distinguer ces deux composantes des revenus d'exploitation, mais par contre le questionnaire ivoirien ne permet pas d'avoir cette information.

D'autre part, il n'est pas aisé de faire correspondre les agrégats calculés à partir des enquêtes sur les ménages et les agrégats de la Comptabilité Nationale<sup>25</sup>. Là encore, des choix méthodologiques doivent être faits<sup>26</sup>. Pour Madagascar, les années des deux sources d'information n'étant pas les mêmes, les données sur les revenus en valeur 1995 correspondent à un taux de croissance du PIB de 111,4% en valeur entre 1993 et 1995. Pour la Côte d'Ivoire, l'information provenant de l'Institut National de Statistique est celle de l'année 1998 ; aucune correction n'a été nécessaire.

Pour cet exercice comparatif, on éprouve également des difficultés du fait de l'absence de certaines informations dans les enquêtes comme pour les impôts payés dans l'enquête ivoirienne.

De nombreuses incohérences ressortent finalement de cette comparaison. D'une part, on note que la Valeur Ajoutée produite par les activités des ménages (activités agricoles et unités de productions individuelles non agricoles) de la Comptabilité Nationale est très largement sous-évaluée dans le cas malgache, à la fois en ce qui concerne les niveaux de production mais également les niveaux de consommations intermédiaires. Les salaires sont également très sous-évalués par les comptes nationaux. Le montant des impôts déclarés est très supérieur à celui qui figure dans les comptes des ménages (cas de Madagascar) alors que nous ne

---

<sup>25</sup> Voir les considérations précédentes (Section I) sur la comparaison des deux sources de données, en particulier les travaux de Ravallion (2000,2001).

disposons d'aucune information dans le cas ivoirien. Dans le compte d'affectation des revenus primaires, à part la forte surévaluation de l'EBE<sup>27</sup>, tous les autres postes sont sous-évalués par l'EPM93. On ne parvient finalement à reconstituer que très imparfaitement le niveau de Revenu Disponible Brut des ménages à hauteur de 49,7% du solde de la Comptabilité Nationale malgache.

En Côte d'Ivoire, malgré le peu d'informations reconstituables (cf. Tableau n° 36 en Annexe C), on constate également une sous-estimation de l'enquête par rapport à la Comptabilité Nationale mais de seulement 16,8%, ce qui est plus satisfaisant que la sous-estimation de 50% pour Madagascar. Si on rajoute les revenus de la population européenne et libanaise de Côte d'Ivoire, en supposant cette fois que le revenu moyen de cette catégorie de ménage résident est de l'ordre de 30 000 FF par mois<sup>28</sup>, le revenu par tête moyen de l'enquête passe de 321 milliers de F CFA à 341 milliers de F CFA, soit une réduction de 5,3 points de pourcentage de l'écart entre la Comptabilité Nationale et l'enquête (l'écart en pourcentage des ressources passe de 16,8% à 11,5%). De cette manière on rajoute 6% des revenus collectés par l'enquête.

Si l'on s'en tient aux informations contenues dans les enquêtes (cf. Tableaux n° 9 et n°10), le calcul des revenus des ménages mène à des structures différentes entre les deux pays. A Madagascar, ce sont les revenus d'activité qui constituent la majeure partie des revenus (63%) avec une forte prédominance des revenus tirés des activités agricoles (88% des revenus d'activité). Les salaires tiennent une relative faible part des ressources des ménages (22%). L'épargne familiale thésaurisée en banque compte à elle seule pour 6% des revenus globaux en moyenne au niveau agrégé, alors que les autres sources de revenus sont marginales (3% pour les revenus patrimoniaux, les transferts publics et privés, les autres revenus ; 1% pour les prêts ; presque 0% pour les bourses scolaires et les pensions de retraites).

---

<sup>26</sup> Les tableaux de comparaison avec la Comptabilité Nationale sur les comptes agrégés des revenus des ménages se trouvent en Annexe C (Tableaux n°35 et n°36).

<sup>27</sup> Voir la note explicative (a) du Tableau n°35 en Annexe C.

<sup>28</sup> Remarquons que 30 000 FF par mois par ménage correspond à 7500 FF par tête, soit un revenu compris entre le revenu moyen mensuel par tête des dix ménages les plus riches de l'enquête (9600 FF) et celui du dernier centile (3 900 FF).



**Tableau n°9: Structure des revenus agrégés (a) et par quartiles (en %)- Madagascar.**

	% du total	% intra cat.	q1	% intra cat.	q2	% intra cat.	q3	% intra cat.	q4	% intra cat.
<b>Salaires</b>	<b>22</b>		<b>15,6</b>		<b>19,5</b>		<b>22,0</b>		<b>26,7</b>	
salaires formels	15,19	68	5,3	34	9,1	46	13,7	62	21,3	80
salaires publics (b)	6,80	45		37		35		39		48
salaires informels	4,68	21	4,9	31	5,7	29	6,2	28	4,0	15
salaire agricole	2,46	11	5,5	35	4,8	24	2,1	9	1,4	5
<b>Revenus d'activité</b>	<b>63</b>		<b>74,5</b>		<b>70,5</b>		<b>68,4</b>		<b>52,6</b>	
agricoles	55,20	88	67,0	90	64,2	91	62,1	91	43,9	83
non agricoles	7,43	12	7,5	10	6,3	9	6,3	9	8,7	17
<b>Retraites</b>	<b>0,08</b>		<b>0,1</b>		<b>0,1</b>		<b>0,1</b>		<b>0,1</b>	
<b>Bourses scolaires</b>	<b>0,12</b>		<b>0,0</b>		<b>0,0</b>		<b>0,1</b>		<b>0,2</b>	
<b>Transferts</b>	<b>3</b>		<b>3,1</b>		<b>2,7</b>		<b>1,7</b>		<b>3,3</b>	
transferts publics	0,95	36	0,4	14	0,8	30	0,8	49	1,3	40
transferts privés	1,70	64	2,7	86	1,9	70	0,8	51	2,0	60
<b>Patrimoine</b>	<b>3</b>		<b>2,1</b>		<b>2,8</b>		<b>1,4</b>		<b>3,4</b>	
dividendes	0,99	38	0,6	28	1,3	46	0,7	51	1,1	33
revenus de la propriété	0,70	27	0,3	14	0,2	8	0,4	26	1,2	36
revenus du capital productif	0,08	3	0,0	0	0,0	0	0,0	0	0,2	5
héritage, dots	0,84	32	1,2	58	1,3	45	0,3	23	0,9	26
<b>Revenus nets des prêts</b>	<b>1</b>		<b>0,8</b>		<b>0,8</b>		<b>0,9</b>		<b>0,7</b>	
prêts formels	0,42	34	0,1	7	0,2	22	0,2	17	0,7	99
prêts informels	0,80	66	0,7	93	0,6	78	0,8	83	0,0	1
<b>Epargne</b>	<b>6</b>		<b>2,0</b>		<b>1,9</b>		<b>2,8</b>		<b>8,7</b>	
<b>Autres revenus</b>	<b>4</b>		<b>3,0</b>		<b>3,0</b>		<b>2,9</b>		<b>4,6</b>	
<b>TOTAL (c)</b>	<b>100,00</b>		<b>100</b>		<b>100</b>		<b>100</b>		<b>100</b>	

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993, en millions de Fmg

(b) part dans les salaires formels

(c) hors héritage et revenus du capital productif

Source : nos propres calculs

La distribution des différents types de revenus à Madagascar calculés à partir de l'enquête est caractérisée par la prédominance des revenus d'activités quel que soit le quartile (environ 70% des revenus totaux), avec néanmoins une décroissance avec le niveau de richesse perceptible surtout en haut de la distribution (dernier quartile) (cf. Tableau n°9). Ce sont les revenus agricoles qui constituent la majeure partie de ces revenus d'activité (90% pour les trois premiers quartiles). Les salaires en revanche comptent pour une part croissante des revenus avec l'élévation du niveau de vie, surtout en ce qui concerne les salaires formels et la part des salaires publics dans ces salaires formels. Il semble que les transferts publics, bien que marginaux en proportion du revenu total, aillent dans un sens antiredistributif puisqu'ils représentent un plus fort pourcentage dans le dernier quartile par rapport aux quartiles inférieurs. Les revenus du patrimoine, l'épargne et les autres revenus sont plus importants dans le dernier quartile, ce qui semble cohérent.

En Côte d'Ivoire, la structure globale des revenus met en évidence la faible part des salaires dans les revenus totaux, à la fois dans la Comptabilité Nationale et dans l'enquête. Comme à

Madagascar, ce sont les revenus d'entreprises individuelles qui dominant : les activités non agricoles comptent pour une part relativement constante (entre 35 et 40%) des revenus totaux quelque soit le quartile de revenu. Les revenus tirés des activités agricoles comptent pour la même part que les revenus salariaux dans les revenus totaux (environ 28%), ce qui n'est pas le cas à Madagascar. Cependant, ils constituent une part décroissante des revenus avec le niveau de vie : 50% pour le premier quartile mais seulement 12% du revenu du dernier quartile. Tous les autres types de revenus connus constituent une proportion négligeable du total, comme à Madagascar, avec une plus forte proportion de revenus tirés du patrimoine chez les plus riches.

**Tableau n°10: Structure des revenus agrégés (a) et par quartiles (en %)– Côte d'Ivoire**

REVENUS	CN97	ENV 98	q1	q2	q3	q4
<b>EBE</b>	62	63	85	73	63	47
EBE agricole		27	50	33	25	12
EBE non agricole		37	35	41	38	35
<b>Salaires</b>	30	28	10	19	29	41
salaires publics		8	1	6	12	11
Salaires privés		20	9	13	17	30
<b>Intérêts et dividendes</b>	0	1	1	2	1	2
<b>Autres revenus de la propriété</b>	3	2	0	1	1	3
<b>Indemnités d'assurance dommage</b>	1	2	0	2	1	3
<b>Prestations sociales</b>	2	1	0	1	1	1
<b>Autres transferts courants</b>	3	3	3	3	3	3
<b>Total</b>	100	100	100	100	100	100

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993

*Source* : nos propres calculs.

Au niveau plus fin des déciles de revenus, les plus fortes disparités (rapport d10/d1) se trouvent au niveau des revenus de la propriété (loyers perçus), des dividendes, ce qui semble cohérent, mais également des bourses scolaires, ce qui paraît encore une fois très « antiredistributif ». La structure globale des revenus est assez proche de celle constatée au niveau des quartiles de revenus : hausse de la part salariale avec l'augmentation du revenu, prépondérance des revenus d'activités, surtout agricoles, pour tous les déciles mais avec une tendance à la baisse vers les plus hauts déciles.

En Côte d'Ivoire, on note une relative concentration des revenus agricoles, le rapport d10/d1 étant égal à 2 (contre 7,6 à Madagascar), ce qui semble cohérent avec la constatation de la sous-évaluation des revenus non salariaux pour les plus riches commentée précédemment. Les revenus non salariaux non agricoles comptent pour une part relativement constante entre les

déciles (de 33 à 40%) avec cependant une forme « en cloche » avec le niveau de richesse. Les salaires ont une part croissante dans la structure des revenus avec la richesse et le rapport d10/d1 très élevé (égal à 69) atteste d'une très forte dispersion<sup>29</sup>. Pour le dernier décile, la part salariale et la part des revenus non salariaux sont quasi égales. Comme à Madagascar, le rapport entre déciles extrêmes est de 12 pour le revenu total, mais avec des disparités énormes en fonction des types de revenus.

**Tableau n°11: Structure des revenus totaux par déciles et centiles extrêmes (a) (en %)- Madagascar.**

	d1	d2	d3	d8	d9	d10	d10/d1	c98	c99	c100	10 plus riches
<b>Salaires</b>	<b>16,1</b>	<b>14,9</b>	<b>16,5</b>	<b>26,7</b>	<b>27,8</b>	<b>25,9</b>	<b>19,9</b>	<b>21,8</b>	<b>24,6</b>	<b>24,9</b>	<b>38,3</b>
salaires formels	4,1	4,9	6,8	18,6	21,4	21,5	64,8	19,0	21,7	21,5	38,0
salaires publics	1,3	1,6	2,9	8,2	10,8	10,2	95,2	11,4	6,6	9,9	14,2
salaires informels	5,4	5,0	4,5	6,6	4,8	3,1	7,2	2,0	1,7	3,0	0,3
salaire agricole	6,6	5,0	5,1	1,5	1,6	1,2	2,2	0,8	1,2	0,5	0,0
<b>Revenus d'activité</b>	<b>74,4</b>	<b>76,2</b>	<b>74,1</b>	<b>61,4</b>	<b>59,6</b>	<b>48,1</b>	<b>8,0</b>	<b>44,0</b>	<b>41,7</b>	<b>44,4</b>	<b>1,0</b>
agricoles	62,9	69,9	67,9	53,8	52,1	38,8	7,6	38,8	32,9	36,3	0,4
non agricoles	11,5	6,4	6,2	7,6	7,5	9,3	10,0	5,2	8,8	8,1	0,6
<b>Retraites</b>	<b>0,1</b>	<b>0,0</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>13,1</b>	<b>0,3</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,8</b>
<b>Bourses scolaires</b>	<b>0,0</b>	<b>0,0</b>	<b>0,0</b>	<b>0,2</b>	<b>0,1</b>	<b>0,2</b>	<b>89,8</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,1</b>	<b>0,0</b>
<b>Transferts</b>	<b>2,9</b>	<b>3,3</b>	<b>2,6</b>	<b>2,7</b>	<b>2,3</b>	<b>3,7</b>	<b>15,6</b>	<b>3,1</b>	<b>6,6</b>	<b>3,7</b>	<b>9,1</b>
transferts publics	0,6	0,1	0,6	1,5	1,1	1,3	27,8	1,1	1,4	1,3	8,4
transferts privés	2,4	3,2	2,0	1,2	1,3	2,4	12,7	2,0	5,1	2,4	0,7
<b>Patrimoine</b>	<b>3,3</b>	<b>1,7</b>	<b>1,3</b>	<b>2,6</b>	<b>2,2</b>	<b>4,1</b>	<b>15,4</b>	<b>4,9</b>	<b>2,8</b>	<b>7,1</b>	<b>22,0</b>
dividendes	0,2	0,5	0,7	1,5	0,9	1,2	83,9	1,0	2,3	1,2	1,8
revenus de la propriété	0,2	0,2	0,5	0,6	0,6	1,6	104,6	1,1	0,1	3,3	20,2
revenus du capital productif	0,0	0,0	0,0	0,2	0,0	0,2	1382(c)	0,0	0,0	0,7	0,0
héritage, dots	2,9	0,9	0,2	0,3	0,8	1,1	4,7	2,8	0,4	2,0	0,0
<b>Revenus nets des prêts</b>	<b>0,8</b>	<b>0,6</b>	<b>0,8</b>	<b>0,6</b>	<b>1,7</b>	<b>1,8</b>	<b>28,3</b>	<b>5,5</b>	<b>1,2</b>	<b>1,1</b>	<b>1,5</b>
prêts formels	-0,007	-0,014	0,1	0,1	0,6	0,9	44(c)	3,6	0,8	0,6	0,8
prêts informels	0,8	0,7	0,7	0,5	1,1	0,9	28,3	1,9	0,4	0,4	0,7
<b>Epargne</b>	<b>2,8</b>	<b>1,2</b>	<b>2,1</b>	<b>3,0</b>	<b>4,1</b>	<b>12,0</b>	<b>53,6</b>	<b>16,0</b>	<b>13,9</b>	<b>18,2</b>	<b>17,7</b>
<b>Autres revenus</b>	<b>2,6</b>	<b>2,9</b>	<b>2,8</b>	<b>3,3</b>	<b>2,8</b>	<b>5,5</b>	<b>26,7</b>	<b>7,2</b>	<b>8,5</b>	<b>3,1</b>	<b>9,7</b>
<b>TOTAL (b)</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>12,4</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

(a) EPM93 exprimée en prix régionaux de 1993, en millions de Fmg

(b) hors héritage et revenus du capital productif

(c) Il s'agit du rapport d10/d2 puisque les montants sont nuls dans le premier décile pour les revenus du capital productif ; du rapport d10/d3 pour l'épargne car dans les deux premiers déciles, les flux de prêts formels sont négatifs, indiquant que les ménages ont remboursé des montants plus importants que l'emprunt initial contracté.

*Source* : nos propres calculs.

<sup>29</sup> Le rapport pour les salaires publics est égal à 328 !!!.

**Tableau n°12: Structure des revenus totaux par déciles et centiles extrêmes (a) (en %) – Côte d'Ivoire**

	d1	d2	d3	d8	d9	d10	d10/d1	c98	c99	c100	10 plus riches
<b>EBE</b>	<b>89</b>	<b>84</b>	<b>79</b>	<b>58</b>	<b>52</b>	<b>42</b>	<b>6</b>	<b>23</b>	<b>27</b>	<b>42</b>	<b>66</b>
EBE agricole	56	45	39	19	16	9	2	1	1	2	4
EBE non agricole	33	39	40	38	36	34	12	22	26	40	62
<b>Salaires</b>	<b>7</b>	<b>12</b>	<b>16</b>	<b>34</b>	<b>38</b>	<b>44</b>	<b>69</b>	<b>71</b>	<b>59</b>	<b>41</b>	<b>22</b>
salaires publics	0	1	5	11	13	11	328	5	10	9	0
salaires privés	7	10	11	23	25	33	55	66	49	32	22
<b>Intérêts et dividendes</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>43</b>	<b>2</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>1</b>
<b>Autres revenus de la propriété</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>232</b>	<b>1</b>	<b>1</b>	<b>5</b>	<b>7</b>
<b>Retraite assurance</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>1%</b>	<b>4</b>	<b>208</b>	<b>2</b>	<b>7</b>	<b>5</b>	<b>1</b>
<b>Prestations sociales</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>1</b>	<b>2</b>	<b>1</b>	<b>42</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0</b>	<b>0,3</b>
<b>Autres transferts courants</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>18</b>	<b>1</b>	<b>3</b>	<b>3</b>	<b>3</b>
<b>Total</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>12</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>

(a) ENV98 exprimée en prix régionaux

*Source* : nos propres calculs.

Ce premier aperçu de la qualité des données a donc permis de déterminer les parts respectives des postes de consommation (importance de l'alimentation pour tous les déciles, des dépenses en logement etc.) et de revenus (importance des revenus d'activité et des salaires, faible impact des transferts publics, de l'héritage etc.) pour les ménages en fonction de leur position dans la distribution. A l'issue de ce travail, on dispose d'un premier aperçu de l'origine des inégalités de revenus (activités individuelles, éléments de patrimoine etc.) et des biais repérables.

#### **SECTION IV- Inégalités de revenus et de consommation**

##### **IV-1 Tableau des inégalités et comparaison avec d'autres sources**

Malgré toutes les incohérences précédemment constatées, un premier tableau des indicateurs usuels d'inégalités (coefficients de Gini, rapports entre déciles etc.) peut être dressé. Seuls les ménages qui déclaraient ne toucher aucune composante de revenus ont été éliminés des données initiales.

**Tableau n°13: Indicateurs d'inégalités par individus– Côte d'Ivoire et Madagascar**

	Côte d'Ivoire		Madagascar	
	Coeff. de Gini	P90/P10	Coeff. de Gini	P90/P10
<b>Sur les dépenses</b>	47,7	7,41	50,4	8,1
<b>Sur les revenus</b>	53,9	10,7	46,5	7,5

*Source* : nos propres calculs.

Compte tenu des hauts niveaux d'inégalités que l'on trouve après apurement des données, une comparaison avec les niveaux d'inégalités provenant d'autres sources (bases de données internationales essentiellement) est nécessaire. Dans les bases de données internationales (WIID, 2000 ou Deininger et Squire, 1996), les indicateurs d'inégalités jugés fiables concernant ces deux mêmes pays sont assez différents de ceux calculés dans ce travail : en 1993 à Madagascar, le coefficient de Gini sur les dépenses par individus est égal à 43,4 ; en 1995 en Côte d'Ivoire, le coefficient de Gini sur les dépenses par tête est égal à 38 ! Les raisons de ces écarts importants entre les sources d'information sont loin d'être évidentes et nous n'avons pas de réponse claire pour expliquer cet état de fait. Dans le cas malgache, nous avons d'ores et déjà mentionné des différences méthodologiques qui peuvent expliquer en partie ces écarts (valorisation de l'autoconsommation par exemple). Notons que globalement, les études microéconomiques à la base des indicateurs internationaux d'inégalités effectuent deux corrections minimales sur les extrêmes de la distribution : élimination des ménages déclarant des revenus et/ou des dépenses nulles et imputation de revenus et/ou de dépenses équivalents au niveau moyen plus ou moins trois écart-types pour les individus en haut et en bas de la distribution (méthode de « winsorization »).

On peut enfin confronter les revenus et des niveaux de consommation calculés aux extrêmes de la distribution avec les résultats d'autres études.

**Tableau n°14: Niveaux de revenus et de consommation aux extrêmes de la distribution – Côte d'Ivoire et Madagascar**

	Côte d'Ivoire		Madagascar	
	Sur les dépenses	Sur les revenus	Sur les dépenses	Sur les revenus
En F CFA et Fmg par an par tête				
<b>Niveau minimal</b>	16 124	-810	14 164	-647 347
<b>C1 (1<sup>er</sup> centile)</b>	43 693	11 600	28 787	25 709
<b>P10 (borne sup. du 1er décile)</b>	86 566	64 329	67 218	87 470
<b>P90 (borne inf. du 10ème décile)</b>	918 416	779 259	546 553	654 538
<b>C100 (dernier centile)</b>	3 395 373	3 235 000	1 686 633	2 127 119
<b>Niveau maximal</b>	16 495 313	23 293 842	40 001 896	14 750 000
En F français par mois par tête (a)				
<b>Niveau minimal</b>	13	-1	3	- 160
<b>C1 (1<sup>er</sup> centile)</b>	36	10	7	6
<b>P10 (borne sup. du 1er décile)</b>	72	54	17	22
<b>P90 (borne inf. du 10ème décile)</b>	765	649	135	161
<b>C100 (dernier centile)</b>	2 829	2 696	416	524
<b>Niveau maximal</b>	13 746	19 412	9 862	3 637

(a) En 1993, 1 FF= 338 Fmg

Source : nos propres calculs.

Ainsi, les revenus les plus élevés à Madagascar (dernier centile) sont au niveau du salaire annuel moyen d'un cadre supérieur travaillant dans une entreprise industrielle formelle en 1994 (2 310 000 Fmg selon les résultats du projet MADIO, 1996) ou d'un employé permanent malgache dans une entreprise formelle (2 216 000 Fmg dans une entreprise individuelle ou une quasi-société)<sup>30</sup>. Les bornes inférieures en revenus et dépenses du 10<sup>ème</sup> décile correspondent respectivement *grosso modo* au salaire annuel moyen d'un ouvrier temporaire dans une entreprise formelle (646 000 Fmg) et au salaire annuel moyen d'un employé temporaire (574 000 Fmg).

Dans le bas de la distribution, la borne du premier décile de revenu correspond à un niveau un peu inférieur à celui calculé par Paternostro, Razafindravonona et Stifel (2001) dans une étude sur l'évolution de la pauvreté entre 1993 et 1999 (environ 96 440 Fmg en milieu urbain, 91 234 Fmg en milieu rural en 1993). Globalement, les niveaux de revenu par tête sont inférieurs à ceux de leur étude pour les déciles inférieurs, et supérieurs pour le dernier décile, ce qui explique en partie le fait que les indicateurs d'inégalités calculés dans ce chapitre soient supérieurs à ceux calculés par Paternostro *et alii* (2001). Parmi les principales différences par rapport à notre travail, notons que les dépenses par tête de leur étude ne prennent pas en compte les biens durables, qui comptent pour 6% de la consommation totale selon nos calculs, soit encore 13,7% dans le dernier décile et 29,3% dans le dernier centile. De plus, dans un souci de comparabilité des enquêtes de 1993 à 1999, leur étude ne valorise pas comme nous l'autoconsommation aux prix du marché mais en appliquant un taux de marge commerciale aux prix au producteur. De plus, elle exclut l'autoconsommation de bétail. Dans la mesure où l'autoconsommation compte selon notre étude pour 24,5% de la consommation totale, soit environ 60% de la consommation alimentaire dans les déciles inférieurs, plus de 30% dans les déciles supérieurs et encore 13% dans le dernier centile, les différences méthodologiques peuvent expliquer au moins en partie les différences d'inégalités entre les deux études.

La ligne de pauvreté en 1993 est évaluée dans leur étude à 313 945 Fmg (ce qui correspond à un taux de pauvreté de 70% de la population, la consommation par tête moyenne étant de 329 338 Fmg), un niveau qui correspond d'après nos propres calculs au niveau de consommation

---

<sup>30</sup> Sachant qu'un cadre supérieur malgache gagne en moyenne par an un salaire de 4 511 000 Fmg (entreprise individuelle formelle et sociétés et quasi-sociétés confondues) et qu'un cadre supérieur étranger gagne en moyenne 20 064 000 Fmg (MADIO, 1996), soit plus que le maximum des revenus calculés ici (14 750 000 Fmg). Rappelons que le ménage aux plus hauts revenus de l'enquête malgache est composé d'un officier de

du huitième décile (319 833 Fmg) et au niveau de revenu du sixième décile (310 704 Fmg). En ce qui concerne la Côte d'Ivoire, nous avons déjà mentionné que le salaire moyen d'un non africain du secteur privé était de l'ordre de 17 000 FF en 1996, ce qui correspond à un niveau un peu inférieur aux revenus maximaux calculés à partir de l'ENV98.

Enfin, vérifions dans quelle mesure ces niveaux d'inégalités peuvent être sensibles aux biais que nous avons détectés dans les plans de sondage.

#### **IV-2 Impact des corrections des biais détectés par la comparaison des plans de sondage et des recensements sur le niveau d'inégalités**

La correction effectuée a consisté à stratifier *a posteriori* (on parle également de méthode de redressement d'échantillon sur variable qualitative), par un processus itératif de redressement des coefficients des tableaux croisés à deux critères (nationalité/strate géographique par exemple), en conformité avec les renseignements issus du recensement de l'année. On a calculé ainsi pour chaque sous-population un coefficient permettant de rétablir la part qu'elle représente dans l'ensemble de la population. Les poids relatifs des ménages ont pu être alors redressés pour procéder à l'agrégation des revenus. Cette méthode n'est bien entendu pas exempte de critiques ; elle revient à remplacer les valeurs manquantes de l'échantillon par les valeurs moyennes des sous populations correspondantes. Ainsi, on fait tout d'abord l'hypothèse implicite que les non-répondants d'une catégorie (ou les non-interrogés, ce qui revient au même) ne se distinguent pas en moyenne des répondants, ce qui a peu de chances d'être vrai. D'autre part, on introduit ainsi artificiellement une concentration autour des valeurs moyennes, ce qui amène à calculer des variances sur l'échantillon redressé qui sous-estiment les véritables variances. Ceci peut expliquer les incidences relativement faibles mises en évidence sur nos échantillons, quel que soit le critère de redressement retenu.

Dans le cas ivoirien, trois corrections des poids ont été effectuées : une première correction sur l'origine ethnique et la nationalité par strates géographiques (cf. Tableau n°15), une seconde correction sur le type de logement par strates géographiques (cf. Tableau n°16) et une troisième correction par nationalité et type de logement (cf. Tableau n°17).

---

l'armée et d'une chirurgienne ; leurs revenus mensuels correspondent donc à 3 637 FF de 1993, ce qui confirme à quel point les plus riches sont absents de l'enquête malgache.

**Tableau n°15 : Coefficients de redressement des poids par strates géographiques, origine ethnique et nationalité – Côte d'Ivoire**

	Ivoiriens	Akan	Krou	Mandé Nord	Mandé Sud	Voltaïque	Naturalisés	Africain non Ivoirien
<b>Abidjan</b>	0,75	0,87	0,53	0,57	0,64	1,18	1,55	1,27
<b>Autres villes</b>	0,87	1,00	0,61	0,66	0,75	1,37	1,8	1,47
<b>Rural</b>	0,96	1,10	0,67	0,73	0,82	1,50	1,97	1,61

*Source* : nos propres calculs.

**Tableau n°16: Coefficients de redressement des poids par strates géographiques et type de logement – Côte d'Ivoire**

	Villa et maison	Logement en bande	Appartement	Concession	Case traditionnelle et baraque
<b>Abidjan</b>	2,46	0,90	0,53	0,69	1,50
<b>Autres villes</b>	2,13	0,78	0,46	0,60	1,30
<b>Rural</b>	1,71	0,63	0,37	0,48	1,05

*Source* : nos propres calculs.

**Tableau n°17: Coefficients de redressement des poids par type de logement et nationalité– Côte d'Ivoire**

	Ivoiriens	Africain non Ivoirien.
<b>Villa et maison</b>	1,68	3,13
<b>Logement en bande</b>	0,66	1,23
<b>Appartement</b>	0,41	0,76
<b>Concession</b>	0,47	0,88
<b>Case traditionnelle et baraque</b>	0,89	1,56

*Source* : nos propres calculs.

La stratification *a posteriori* sur les critères de nationalité et d'ethnie par strate géographique ne permet pas de redresser le coefficient de Gini significativement (le coefficient de Gini sur les dépenses reste égal à 47,7). L'incidence est du même ordre de grandeur lorsque la correction est fondée sur une repondération par type de logement et nationalité (le coefficient de Gini reste identique). Par contre, la seconde correction par type de logement et strate géographique augmente le coefficient de Gini d'un peu moins de un point (il devient égal à 48,4)<sup>31</sup>.

Enfin, nous avons vu que l'enquête ivoirienne n'est pas représentative en termes de population étrangère expatriée puisque seuls des nationaux ont été interrogés. Aussi, une correction par rapport à la prise en compte de la population étrangère non africaine de Côte d'Ivoire a été effectuée : étant donné le plan de sondage, cela revient à rajouter 13 ménages

<sup>31</sup> Les résultats vont dans le même sens lorsque les calculs sont effectués à partir du revenu courant estimé, avant toute autre correction des autres biais (coefficient de Gini alors compris entre 53,9 et 54,5 pour la seconde correction).



qui ont par hypothèse<sup>32</sup> un niveau de consommation moyen de 15 000 FF par mois et par ménage pour un revenu de 30 000 FF par mois et par ménage. Evidemment, il ne s'agit que d'un exercice de simulation dans lequel les résultats en terme d'inégalités sont très sensibles aux hypothèses retenues<sup>33</sup>. Cependant, cet exercice simple montre à quel point les inégalités sans la prise en compte de cette catégorie de ménages sont sous estimées. En effet, alors que le coefficient de Gini sur les dépenses devient égal à 55 (64,7 sur les revenus) sans les autres corrections par rapport aux plans de sondage, il atteint les valeurs de 62,1 avec la seconde correction (par type de logement) et 59,2 avec la troisième correction (par nationalité)<sup>34</sup>.

Compte tenu de la faible proportion d'étrangers à Madagascar, les corrections de stratification les plus pertinentes pour ce pays ont été effectuées sur les strates géographiques (milieu urbain ou rural) par région (correction 1) et par niveau éducatif (correction 2). Là encore, l'incidence sur le coefficient de Gini est assez faible, de l'ordre de un point de Gini. En effet, le coefficient de Gini calculé sur les dépenses de consommation passe de 50,4 à 51,4 avec la première correction et à 51,2 pour la seconde correction. Sur les revenus calculés, le même coefficient passe de 46,5 à 47 pour les deux types de correction. Ces faibles impacts sur les inégalités font penser que les véritables biais ne se situent pas au niveau des plans de sondage, même si ces derniers ne sont pas parfaits, mais bien plutôt au niveau d'une sous-évaluation de certains types de revenus.

**Tableau n°18: Coefficients de redressement des poids par strate et faritany–Madagascar**

	Antananarivo	Fianarantsoa	Toamasina	Mahajanga	Toliara	Antsiranana
urbain	1,19	1,37	1,28	1,08	1,34	1,19
rural	0,90	1,03	0,96	0,81	1,00	0,89

*Source* : nos propres calculs.

**Tableau n°19: Coefficients de redressement des poids par niveau éducatif et faritany–Madagascar**

	Antananarivo	Fianarantsoa	Toamasina	Mahajanga	Toliara	Antsiranana
Sans éducation	0,60	0,75	0,69	0,60	0,83	0,64
Niveau primaire	1,08	1,34	1,24	1,07	1,49	1,15
Niveau secondaire	1,38	1,73	1,59	1,37	1,91	1,47
Niveau supérieur	1,38	1,73	1,59	1,37	1,91	1,48

*Source* : nos propres calculs.

<sup>32</sup> On suppose également qu'ils ont le même poids que les ménages ivoiriens les plus riches vivant à Abidjan et qu'ils vivent dans des villas ou des appartements à Abidjan.

<sup>33</sup> Par exemple, 30 000 FF de revenu par ménage par mois peut être considéré comme une hypothèse haute sachant que le salaire moyen non africain dans le secteur privé était de l'ordre de 17 000 FF en 1996 (Cogneau et Mesplé-Soms, 2002). Toutefois, les salaires dans le secteur public expatrié sont bien supérieurs à ce salaire moyen privé (plutôt de l'ordre de 40 000 FF) et on peut supposer également que les conjoints ont aussi un revenu.

<sup>34</sup> Respectivement 72,5 (2<sup>ème</sup> correction) et 69,5 (3<sup>ème</sup> correction) sur les revenus.

**CONCLUSION**

Ce chapitre avait pour ambition de traiter le problème très souvent évoqué mais assez peu fréquemment traité des erreurs de mesure dans les enquêtes microéconomiques et des biais que cela peut engendrer pour les évaluations des niveaux de pauvreté et d'inégalités. On s'est également interrogé sur la façon la plus appropriée de mesurer le niveau de richesse des individus, par la consommation courante, le revenu courant ou encore le revenu permanent. Compte tenu des données microéconomiques transversales utilisées pour traiter ces questions, le niveau de richesse a pu être évalué par la consommation et le revenu annualisés. Un long travail d'apurement et un repérage des points aberrants ont été effectués sur les données d'enquête compte tenu de la mauvaise qualité de départ de ces dernières.

L'analyse de la composition, par type de dépenses et de revenus, de la richesse des ménages a permis de donner une image des disparités dans les deux pays étudiés et des biais repérables: les revenus d'activité qui constituent la majeure partie de revenus dans les deux pays sont globalement sous-évalués : essentiellement les revenus agricoles dans le cas malgache, les revenus tirés d'activités non agricoles dans le cas ivoirien. Dans les deux pays également, les salaires perçus par les individus, seconde source principale de revenus, semblent sous-évalués. Les autres types de revenus (transferts privés et publics, dividendes, pensions de retraites, revenus de la propriété) sont marginaux dans la composition des revenus totaux. Concernant la consommation, les données semblent relativement cohérentes : décroissance de la part alimentaire et de l'autoconsommation avec la richesse, croissance de la part des biens durables avec l'augmentation du niveau de vie etc. Cependant, les incohérences entre les niveaux de dépenses et les niveaux de revenus persistent pour certains ménages aux extrêmes de la distribution, lesquels sous-déclarent fortement leur niveau de revenu par rapport à leur niveau de consommation auquel on a tendance à accorder plus de crédibilité.

Reste que des taux d'épargne résiduelle aberrants, calculés à l'issue de l'examen de cohérence interne aux enquêtes, sont présents dans tous les déciles de revenus. Une tentative de correction de ces taux d'épargne a été effectuée dans le but de redresser les revenus sous-déclarés, mais elle n'a pu aboutir pour le moment dans la mesure où nous n'avons traité qu'une année d'enquête, ce qui ne permet pas d'obtenir d'estimation non biaisée des propensions marginales à épargner sur les différentes composantes de revenus.

Une comparaison avec les données macroéconomiques issues des comptes nationaux a été effectuée à l'issue d'un travail de mise en adéquation des deux types d'informations, qui confirme également la sous-évaluation des agrégats issus des enquêtes. Cette sous-évaluation est importante dans le cas malgache : on ne parvient *in fine* à retrouver que 53,5% de la consommation nationale et 49,7% des revenus des ménages avec les données d'enquête. L'enquête ivoirienne, bien qu'étant moins détaillée dans bien des domaines, permet de retrouver 92,8% de la consommation agrégée des comptes nationaux, et 86,3% du Revenu Disponible Brut des ménages. Ainsi, cette comparaison montre effectivement que certaines dépenses sont sous-évaluées par les enquêtes aux extrêmes de la distribution par rapport aux données de Comptabilité Nationale: il s'agit de toutes les catégories de dépenses exceptés les biens durables dans le cas malgache, des dépenses alimentaires, d'équipement et d'entretien et des biens durables essentiellement dans le cas ivoirien. Les écarts constatés proviennent sans doute de problèmes de classification des produits consommés par rapport aux nomenclatures des branches industrielles sur lesquelles sont construits les agrégats de Comptabilité Nationale.

Enfin, un examen de la cohérence des plans de sondage des enquêtes par rapport aux données de recensement a mis en évidence la sous-représentation, voire l'absence, de certaines catégories de ménages comme les non africains dans le cas ivoirien. Aussi, des redressements par rapport aux plans de sondage ont pu être effectués qui ont une faible incidence sur les niveaux d'inégalités (environ un point de Gini), excepté pour la correction qui correspond à l'ajout des « non ivoiriens non africains » avec des niveaux de revenus hypothétiques. Cette correction relève le niveau d'inégalités (Gini) calculé de 47,7 à 55, et même jusqu'à des niveaux proches de 60 lorsqu'elle est couplée avec les autres corrections (par nationalité et par type de logement). Cependant, le crédit apporté aux niveaux d'inégalités calculés ici doit être nuancé dans la mesure où, même sans aucune correction, ces niveaux sont bien supérieurs aux indicateurs issus d'autres études. Une explication de ces écarts réside dans l'application de méthodologies différentes. Enfin, rappelons que les ménages très riches sont absents des enquêtes utilisées, ce qui tend à encore minorer le niveau des inégalités évalué ici par rapport à son « véritable » niveau. Des recherches ultérieures apprécieront les revenus les plus élevés par une estimation des fuites de capitaux sur la base des comptes nationaux. La détermination du niveau d'inégalités étant tributaire des hypothèses sous-jacentes, les deux chapitres qui suivent se concentrent plutôt sur la recherche des déterminants et les évolutions relatives des inégalités dans ces deux mêmes pays.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Adams R. H. (2002), Precautionary Saving from Different Sources of Income; Evidence from Rural Pakistan, *Policy Research Working Paper* n°2761, *World Bank*, January.

Alderman H. (1996), Saving and economic shocks in rural Pakistan, *Journal of Development Economics*, vol. n°51, pp 343-365.

Attanasio O.P., Browning M. (1995), Consumption Over the Life Cycle and Over the Business Cycle, *The American Economic Review*, vol.85, n°5, pp 1118-1137.

Bhalla S.S. (1979), Measurement Errors and The permanent Income Hypothesis: Evidence from Rural India, *The American Economic Review*, vol. 69, Issue 3, June, pp 295-307.

Bhalla S.S. (1980), The Measurement of Permanent Income and Its Application to Savings Behavior, *The Journal of Political Economy*, vol. 88, Issue 4, August, pp 722-744.

Bourguignon F., Morrisson C. (2002), Inequality Among World Citizens: 1820-1992, *The American Economic Review*, vol.92, n°4, pp727-744.

Carroll C.D., Summers L.H. (1991), Consumption growth parallels income growth: some new evidence, in *National saving and economic performance*, ed. by B.D. Bernheim and J.B. Shoven, NBER Project report.

Census Bureau (2000), Current Population Survey Design and Methodology, Technical Paper 63, Chapter 10, *Washington D. C., US Department of Commerce*.

Chesher A., Schluter C. (2002), Welfare measurement and measurement error, *Review of Economic Studies*, n°69, pp357-378.

Cogneau D., Mesplé-Somps S. (2002), L'économie ivoirienne, la fin du mirage ?, *Document de Travail DIAL*, DT 2002/18, Paris.

Deaton A. (1997), The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy, chapter 6, Saving and consumption smoothing, *Johns Hopkins University Press, World Bank*, August, 480p.

Deaton A., Paxson C.H. (1997), The Effects of Economic and Population Growth on National Saving and Inequality, *Demography*, vol.34, n°1, February, pp97-114.

Deininger K., Squire L. (1996), A New Data Set Measuring Income Inequality, *The World Bank Economic Review*, vol.10,n°3, pp565-591.

Friedman M. (1957), A Theory of the Consumption Function, *Princeton University Press*.

Ghez G.R., Becker G.S. (1975), The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle, *National Bureau of Economic Research*, University of Chicago.

Heckmann J. (1979), Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, vol.47, n°1, pp 153-161.

INSTAT (1997), Recensement général de la population et de l'habitat, 1993, vol. 2 Tome 1 Etat de la population; vol.2 Tome 7, Ménages et habitat; vol.2 Tome 2, Education, *Institut National de la Statistique Malgache*, Janvier.

Lillard L., Smith J.P., Welch F. (1986), What Do Really Know about Wages ? The Importance of Nonreporting and Census Imputation, *Journal of Political Economy*, vol.94, n°3, pp489-506.

Loisy C. (1999), L'épargne des ménages de 1884 à 1995: disparité et diversité, *Economie et Statistique*, n°324-325, INSEE, pp113-133.

MADIO (1996), Le secteur industriel formel à Madagascar ; caractéristiques, performances, perspectives, Recensement industriel exercice 1994, premiers résultats, *Projet MADIO*, Madagascar, janvier , 64p.

Masson A. (1988), Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°9, janvier-mars, pp228-256.

Mistiaen J.A., Ravallion M. (2003), Survey Compliance and the Distribution of Income, *World Bank*, Working Paper n°2956, January.

Paternostro S., Razafindravonona J., Stifel D. (2001), Changes in Poverty in Madagascar: 1993-1999, *Africa Region Working Paper Series* n°19, July.

Ravallion M. (2000), Should Poverty Measures Be Anchored to the National Accounts?, *Special Articles, Economic and Political Weekly*, August 26-September 2, pp 3245-3252.

Ravallion M. (2001), Measuring welfare in developing countries : how well do national accounts and surveys agree?, *World bank*, mimeo, August.

Sala-i-Martin X. (2002), The World Distribution of Income (Estimated from Individual Country Distributions), mimeo, Columbia University.

Székely M., Hilgert M. (1999), What's Behind The Inequality We Measure : An Investigation Using Latin American Data, *Inter-American Development Bank*, Working Paper n° 409, December.

Touré L. (2001), Rapport d'analyse du Recensement Général de la Population-1998, thème 11 : caractéristiques des ménages et conditions de vie des populations, *Institut National Statistique*, République de Côte d'Ivoire mai 2001, 134 p.

WIID (2000), World Income Inequality Database, UNU/WIDER-UNDP, version 1.0, 12 septembre 2000, téléchargeable sur [www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm](http://www.wider.unu.edu/wiid/wiid.htm).

**ANNEXE A : Méthode de calcul des loyers fictifs**

Le loyer fait partie, comme les autres dépenses, du flux de consommation des biens non-durables, dont on suppose qu'ils contribuent au bien-être monétaire des individus. Les enquêtes analysées prennent en compte uniquement les loyers réels et les charges payées par les ménages locataires, considérant que les propriétaires occupant leur logement se rendent ce service à eux-mêmes. Dans ce cas, il faut donc calculer un loyer fictif que le propriétaire (ou autre personne ne payant pas de loyer) aurait à payer s'il louait son logement. Nous disposons dans les deux enquêtes d'informations plus ou moins précises sur les caractéristiques des logements. Ainsi, il est possible de reconstituer les loyers fictifs pour les non-locataires et de les imputer ensuite dans leur consommation.

On commence par estimer sur tous les locataires (dans le sens strict) un modèle de loyer en fonction des caractéristiques du logement et nous considérons qu'il détermine le prix du loyer. En utilisant le modèle ainsi estimé, nous pouvons ensuite calculer un loyer fictif en fonction de ces mêmes caractéristiques pour tous les propriétaires, à savoir les personnes habitant en location-vente, les personnes habitant en sous-location et les personnes logées par leur famille. Lorsqu'on estime l'équation de loyer sur le sous-échantillon des ménages qui louent un logement, on doit tenir compte d'un éventuel effet de sélection, le sous-échantillon n'étant pas aléatoire, ce qui risque de biaiser les estimateurs. Pour y remédier, on utilise la procédure en deux étapes proposée par Heckmann (1979).

On commence par estimer une équation de sélection, dont la variable dépendante est dichotomique : 1 si le ménage est locataire et 0 sinon. L'équation de sélection, estimée par la méthode du maximum de vraisemblance, est de type *Probit* :

$$Pr(Y = 1) = \Phi(B'Z), \quad (1)$$

où  $\Phi(\cdot)$  est la fonction de répartition de la loi normale,  $Y$  est la variable dépendante (propriétaire ou non).  $Z$  et  $B$  désignent respectivement la matrice des variables exogènes et le vecteur des paramètres correspondants à estimer. Comme variables exogènes, nous avons retenu, selon la disponibilité dans les enquêtes, les variables suivantes : taille du ménage, ratio enfants/membres du ménage, ratio actifs/membres du ménage, sexe du chef de ménage, statut matrimonial du chef de ménage, religion du chef de ménage, ménage ayant récemment migré

ou non, nationalité du chef de ménage, niveau d'études du chef de ménage et statut d'occupation du chef de ménage.

A partir des paramètres estimés par cette première équation, on calcule pour chaque observation dans le sous-échantillon où  $Y = 1$  l'inverse du ratio de Mills :

$$\hat{\lambda} = \varphi(\hat{B}'Z) / \Phi(\hat{B}'Z), \quad (2)$$

où  $\varphi(\cdot)$  est la densité de la loi normale.

On procède alors à l'estimation de l'équation principale sur le sous-échantillon des locataires. Dans cette régression linéaire, que l'on estime par les moindres carrés,  $\lambda$  est introduit comme variable explicative, ce qui permet de contrôler l'éventuel effet de sélection et d'obtenir des estimateurs sans biais :

$$L = C'X + \theta\lambda + \varepsilon, \quad (3)$$

où  $L$  est la variable dépendante (logarithme du loyer mensuel).  $X$  et  $C$  représentent respectivement la matrice des variables qui expliquent  $L$  et le vecteur des paramètres correspondants à estimer.  $\varepsilon$  désigne l'erreur aléatoire supposée être distribuée selon une loi normale, de moyenne nulle et d'écart-type  $\sigma_\varepsilon$ .  $\theta$  est le coefficient du biais de sélection, à estimer. Comme variables explicatives, nous avons retenu, selon la disponibilité dans les enquêtes, les variables suivantes : type de logement (villa, maison en bande, baraque etc.), logement subventionné ou non, type de matériaux des murs, type de matériaux du toit, nombre des pièces, type de toilettes, mode d'éclairage ou raccordement au réseau électrique, type de combustible utilisé, type d'accès à l'eau.

En utilisant le modèle (3), on peut ensuite calculer pour chaque ménage non-locataire un loyer fictif à partir des caractéristiques déclarées de son logement. Là où le coefficient du biais de sélection,  $\theta$ , n'était pas significativement différent de zéro (à 5%), nous avons retenu simplement le modèle estimé avec les *MCO* sans correction du biais de sélection.

Les équations estimées pour les différents pays et les enquêtes expliquent entre 50% et 85% de la variance totale des loyers observés. Le pouvoir explicatif des modèles est donc relativement satisfaisant. Les loyers imputés ont évidemment une variance qui est inférieure à celle des loyers effectivement observés en raison de la non prise en compte d'un terme d'erreur  $\varepsilon$  dans l'imputation.

**ANNEXE B : Comparaisons avec les recensements de population**
**Tableau n°20: Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation- Madagascar**

	EPM93	%	RGP93	%
Antananarivo	899 995	39,5	1 085 627	30,1
Fianarantsoa	292 159	12,8	422 914	16,6
Toamasina	260 110	11,4	434 757	21,8
Mahajanga	287 947	12,6	283 967	20,8
Toliara	293 272	12,9	398 641	22,5
Antsiranana	241 949	10,6	174 324	18,3
<b>TOTAL</b>	<b>2 275 432</b>	<b>18,4</b>	<b>2 800 229</b>	<b>22,9</b>

Source : nos propres calculs

**Tableau n°21: Comparaison avec le Recensement - Structure par niveau éducatif - Madagascar**

	Sans éducation		Niveau primaire		Niveau secondaire		Niveau supérieur	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	34,9	13,2	45,9	57,8	16,8	25,7	2,3	3,3
Fianarantsoa	51,9	38,4	39,4	47,1	8,3	13,9	0,4	0,6
Toamasina	49,3	31,2	41,2	52	9,0	16	0,5	0,8
Mahajanga	52,1	43,6	35,6	40,6	11,5	15,1	0,8	0,7
Toliara	69,9	66,2	21,9	22,3	7,7	11	0,3	0,6
Antsiranana	44,3	32,2	42,4	49,3	12,9	17,6	0,4	0,7
<b>TOTAL</b>	<b>48,2</b>	<b>33,7</b>	<b>39,0</b>	<b>47</b>	<b>11,7</b>	<b>17,8</b>	<b>1,0</b>	<b>1,5</b>
<b>URBAIN</b>	<b>27,7</b>	<b>17,7</b>	<b>39,7</b>	<b>39,8</b>	<b>28,2</b>	<b>37,6</b>	<b>4,3</b>	<b>4,8</b>
<b>RURAL</b>	<b>52,9</b>	<b>38,8</b>	<b>38,9</b>	<b>49,3</b>	<b>7,94</b>	<b>11,5</b>	<b>0,3</b>	<b>0,4</b>

Source : nos propres calculs

**Tableau n°22: Comparaison avec le Recensement – Type d'éclairage- Madagascar**

	Electricité		Lampe à pétrole		Bougies et autres	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	20,1	19,4	71,8	71,8	8,1	8,8
Fianarantsoa	3,4	3,3	89,1	92,6	7,4	3,9
Toamasina	4,2	5,2	85,4	90,7	10,3	4,1
Mahajanga	6,7	5,7	91,4	92,8	1,8	1,5
Toliara	2,8	2,8	82,4	90,9	14,8	6,3
Antsiranana	9,6	7,9	90,2	91,3	0,1	0,8
<b>TOTAL</b>	<b>9,2</b>	<b>8,7</b>	<b>83,0</b>	<b>86,1</b>	<b>7,7</b>	<b>5,2</b>
<b>URBAIN</b>	<b>37,9</b>	<b>30,8</b>	<b>55,2</b>	<b>61,9</b>	<b>6,87</b>	<b>7,3</b>
<b>RURAL</b>	<b>2,7</b>	<b>2,2</b>	<b>89,4</b>	<b>93,4</b>	<b>7,9</b>	<b>4,4</b>

Source : nos propres calculs

**Tableau n°23: Comparaison avec le Recensement – Type de combustible- Madagascar**

	Bois		Charbon		Gaz, électricité, pétrole et autres	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	68,6	66	28,2	27,6	3,2	6,4
Fianarantsoa	94,9	91,7	5,01	6,5	0,1	1,8
Toamasina	90,8	88,5	8,2	9,8	1	1,7
Mahajanga	84,0	85,6	15,2	13	0,8	1,4
Toliara	92,1	91,7	7,4	6,8	0,5	1,5
Antsiranana	86,8	83,4	11,9	14,2	1,3	2,4
<b>TOTAL</b>	<b>84,1</b>	<b>82,5</b>	<b>14,4</b>	<b>14,5</b>	<b>1,4</b>	<b>3</b>
<b>URBAIN</b>	<b>38,6</b>	<b>48,8</b>	<b>56,0</b>	<b>45,3</b>	<b>5,4</b>	<b>5,9</b>
<b>RURAL</b>	<b>94,5</b>	<b>92,7</b>	<b>5,0</b>	<b>5,1</b>	<b>0,5</b>	<b>2,2</b>

Source : nos propres calculs



**Tableau n°24: Comparaison avec le Recensement – Approvisionnement en eau- Madagascar**

	Eau courante (robinet)		Puits		Source, lac		Autres	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	8,2	6,6	12,1	11,5	55,1	57,1	24,6	22,8
Fianarantsoa	4,3	1,6	13,3	11,6	77,0	77,6	5,4	9,4
Toamasina	1,7	1,7	15,7	14,7	77	70,4	5,5	13,2
Mahajanga	7,3	3,9	23,9	35	50,5	49,3	18,2	11,8
Toliara	2,4	2,2	44,7	39,2	35,6	42,3	17,2	16,3
Antsiranana	6,7	4,6	39,8	28,7	46,4	53,7	7,1	13
<b>TOTAL</b>	<b>5,4</b>	<b>4,3</b>	<b>21,5</b>	<b>20,6</b>	<b>58,6</b>	<b>59,8</b>	<b>14,4</b>	<b>15,3</b>
URBAIN	22,0	16,2	20,9	16,9	8,1	23,3	48,9	43,6
RURAL	1,6	0,6	21,7	21,8	70,2	70,8	6,5	6,8

Source : nos propres calculs

**Tableau n°25: Comparaison avec le Recensement – Type de toilettes- Madagascar**

	Chasse d'eau		Latrine		Tinette		Rien		Autre	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
Antananarivo	3,7	6,7	63	61,5	1,3	0,4	31,9	31,4	0,1	-
Fianarantsoa	0,8	1,3	16,1	18	0,6	1	81,5	79,7	0,9	-
Toamasina	0,9	2,7	36,5	31,6	1	2,8	60,7	62,9	0,8	-
Mahajanga	1,6	2,9	18,8	9,3	1,0	0,4	76,8	67,4	1,7	-
Toliara	0,4	1,4	7,0	4,8	1,3	1,5	90,3	92,3	0,8	-
Antsiranana	1,9	6	15,2	16,8	3,2	1,5	78,4	75,7	1,2	-
<b>TOTAL</b>	<b>1,8</b>	<b>2,8</b>	<b>31,8</b>	<b>29,4</b>	<b>1,3</b>	<b>1,1</b>	<b>64,3</b>	<b>65,8</b>	<b>0,8</b>	<b>-</b>
URBAIN	9,7	12,4	56,7	48,2	0,8	2,1	29,6	37,3	0,5	-
RURAL	0,03	1,4	26,1	23,8	0,8	0,8	72,2	74,3	0,8	-

Source : nos propres calculs

**Tableau n°26: Comparaison avec le Recensement – Statut d'occupation du logement- Madagascar**

	Locataire		Propriétaire		Logement de fonction		Logement gratuit		Autre	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
URBAIN	35,6	28,4	45,9	60	4,3	3,3	14	8	0,15	0,3
RURAL	3,0	3	80,2	89,3	1,9	1,3	14,0	6,1	0,8	0,3
<b>TOTAL</b>	<b>9,1</b>	<b>8,9</b>	<b>73,8</b>	<b>82,6</b>	<b>2,3</b>	<b>1,8</b>	<b>14</b>	<b>6,5</b>	<b>0,6</b>	<b>0,2</b>

Source : nos propres calculs

**Tableau n°27: Comparaison avec le Recensement – Matériau des murs- Madagascar**

	Ecorce, feuilles		Terre battue		Bois		Tôle		Pierres, briques		Ciment, béton		Autres	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
<b>Antananarivo</b>	0,3	0,4	41,6	73,3	1,4	1,6	0,2	0,1	53,4	19,1	2,6	3,9	0,45	1,6
<b>Fianarantsoa</b>	48,2	38	37,5	46,3	1,2	1,5	0,2	0,2	11,8	3,5	1,2	0,9	0	9,6
<b>Toamasina</b>	54,2	57,2	17,1	18	5,8	5,9	3,4	3,3	7,3	3,1	1,2	1,2	10,9	11,3
<b>Mahajanga</b>	14,9	20,1	64,1	61,9	2	2,3	6,5	3,9	8,8	1,5	3,0	3	0,6	7,3
<b>Toliara</b>	30,2	22,1	41,2	46,6	14,8	14,5	2,6	1,9	8,9	2,1	2,1	2,7	0,1	10,1
<b>Antsiranana</b>	67,7	57,1	2,3	1,2	5,5	6,2	17,8	10,9	0,1	0,2	4,9	4,5	1,6	19,9
<b>TOTAL</b>	<b>30,4</b>	<b>29,3</b>	<b>36,2</b>	<b>45,3</b>	<b>4,4</b>	<b>5</b>	<b>3,5</b>	<b>2,5</b>	<b>21,1</b>	<b>6,5</b>	<b>2,3</b>	<b>2,6</b>	<b>2,1</b>	<b>8,8</b>
<b>URBAIN</b>	16,1	19,1	21,6	33,3	6,1	9,7	13,0	8,2	35,8	14,4	6,6	8,6	0,7	6,7
<b>RURAL</b>	33,6	31,9	39,5	48,4	4	3,8	1,3	1,1	17,8	4,5	1,3	1,1	2,5	9,2

Source : nos propres calculs

**Tableau n°28: Comparaison avec le Recensement – Nombre de pièces par logement- Madagascar**

	Une pièce		2 pièces		3 pièces		4 pièces		5 pièces		6 pièces		7 pièces et plus	
	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93	EPM93	RGP93
<b>Antananarivo</b>	45,5	41,3	31,8	36,1	11,1	9,3	8,3	9,6	1,2	1,3	1,6	1,7	0,4	0,7
<b>Fianarantsoa</b>	54,9	54	31,1	29,5	6,3	5,6	4,8	6,9	1,2	1,3	1,2	2,2	0,3	0,5
<b>Toamasina</b>	65,5	69,4	24,4	22,2	4,1	4,1	4,4	3,1	0,4	0,6	0,5	0,4	0,6	0,2
<b>Mahajanga</b>	53,4	64,3	34,5	30,1	5,9	3,6	3,6	1,3	1,5	0,3	0,3	0,2	0,7	0,2
<b>Toliara</b>	78,3	76,3	17,1	18,3	2,9	3	1	1,4	0,5	0,6	0,06	0,3	0,0	0,1
<b>Antsiranana</b>	50,6	68,9	29,9	22,7	12,3	4,1	4,9	3	1	0,6	1,3	0,4	0	0,3
<b>TOTAL</b>	<b>56,6</b>	<b>59</b>	<b>28,6</b>	<b>27,8</b>	<b>7,4</b>	<b>5,6</b>	<b>5,1</b>	<b>5,2</b>	<b>1,0</b>	<b>0,9</b>	<b>0,9</b>	<b>1,1</b>	<b>0,4</b>	<b>0,4</b>
<b>URBAIN</b>	48,0	52,1	29,5	28,8	11,5	8,8	8,1	6,8	1,5	1,6	0,8	1,2	0,5	0,7
<b>RURAL</b>	58,6	61	28,4	27,6	6,4	4,7	4,4	4,7	0,9	0,7	1	1	0,3	0,3

Source : nos propres calculs

**Tableau n°29: Comparaison avec le Recensement - Taux urbanisation- Côte d'Ivoire**

	RGP88	ENV98
<b>Urbain</b>	42	45
<b>Abidjan</b>	19	21
Autres villes	24	24
<b>Rural</b>	58	55

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°30: Comparaison avec le Recensement - Religions- Côte d'Ivoire**

	Musulmans		Chrétiens		Autres	
	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98
<b>Urbain</b>	46	44	35	41	19	15
<b>Abidjan</b>	41	39	42	48	17	13
Autres villes	49	48	30	35	21	18
<b>Rural</b>	34	32	27	34	40	34
<b>National</b>	39	37	30	37	31	26

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°31: Comparaison avec le Recensement – Nationalité et ethnie- Côte d'Ivoire**

Ivoiriens	Total	Akan	Krou	Mandé		Voltaïque	Naturalisés	Non précisé
				Nord	Sud			
<b>RGP88</b>	74	31	9	12	7	13	0,6	0,2
<b>ENV98</b>	83	31	15	18	9	9	0,3	0
Non ivoiriens	Total	Africains	Non Africains	Europe	Autres pays	Non déclarés		
<b>RGP88</b>	26	25	0,2	0,1	0,1	0,4		
<b>ENV98</b>	17	17	0	0	0	0		

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°32: Comparaison avec le Recensement – Statut d'occupation du logement- Côte d'Ivoire**

	Propriétaire		Locataire		Logement gratuit	
	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98
<b>Urbain</b>	34	28	61	58	9	14
<b>Abidjan</b>	17	25	72	67	7	8
Autres villes	26	30	51	51	11	20
<b>Rural</b>	78	70	6	6	13	24
<b>National</b>	54	51	31	30	9	19

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°33: Comparaison avec le Recensement – Type de logement – Côte d'Ivoire**

	Villa et maison simple		Villa moderne		Logement en bande		Appartement		Concession		Case traditionnelle		Baraque	
	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98
<b>Urbain</b>	33	12,5	6,2	6,3	22,5	24,5	4,6	6,3	27,5	50,6	4,4	2,1	6,3	4
<b>Abidjan</b>	20,9	3,6	4,7	3,3	23,2	30,2	8	8,9	35,4	49,1	0,8	0,7	9,7	7,6
<b>Autres villes</b>	43,8	20,2	7,5	9	21,9	19,6	0,7	4,0	20,4	52	7,6	3,3	3,3	0,9
<b>Rural</b>	44	29,6	2,3	5,8	4,3	10,2	0,1	2,4	13,4	21	34,4	34,7	1,5	2,1
<b>National</b>	38,9	21,7	4,1	6	12,7	16,8	1,9	4,2	19,9	34,6	20,5	19,7	3,7	3

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°34: Comparaison avec le Recensement – Niveau d'éducation – Côte d'Ivoire**

	Sans éducation		Niveau primaire		Niveau secondaire 1		Niveau secondaire 2		Niveau secondaire technique		Niveau supérieur	
	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98	RGP88	ENV98
<b>Urbain</b>	47,5	44,9	14,8	18,2	17,3	17,6	11,6	11,6	1,0	2,3	7,8	5,5
<b>Abidjan</b>	38,8	36,6	16,4	18,6	19,1	19,8	12,8	14,8	1,4	3,9	11,5	6,3
<b>Autres villes</b>	55,4	52,2	13,3	17,7	15,6	15,7	10,4	8,7	0,7	1,0	4,5	4,7
<b>Rural</b>	77,5	67,7	12,5	19,5	6,4	8,3	2,6	3,3	0,3	0,3	0,8	1,0
<b>National</b>	63,7	57,3	13,6	18,9	11,4	12,5	6,8	7,1	0,6	1,2	4,0	3,0

*Source* : nos propres calculs

**ANNEXE C : Comparaison avec la Comptabilité Nationale****Tableau n°35: Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Madagascar.**

<i>En millions de Fmg courants</i>	<b>CN95 en valeur 95</b>	<b>EPM93 en valeur 93</b>	<b>EPM93 en valeur 95</b>	<b>EPM93 en valeur 95 (en % de CN95)</b>
<b>Compte de Production</b>				
<b>RESSOURCES</b>				
Production	766 427	3 659 864	7 738 482	1009,7
<b>EMPLOIS</b>				
Consommations intermédiaires	43 643	1 985 184	4 197 510	9617,8
Valeur Ajoutée Brute	722 784	1 674 679	3 540 972	489,9
<b>Compte d'exploitation</b>				
<b>Valeur Ajoutée Brute (RESSOURCE)</b>	722 784	1 674 679	3 540 972	489,9
<b>EMPLOIS</b>				
Rémunération des salariés	22 913	116 520	246 371	1075,2
Salaires et traitements bruts	20 096			
Cotisations sociales à la charge des employeurs	2 817			
Impôts sur la production et les import	1 140	26 914	56 907	4991,8
<b>EBE (a)</b>	698 731	1 268 679	2 682 517	383,9
<b>Compte d'affectation des revenus primaires (millions Fmg courants)</b>				
<b>RESSOURCES</b>				
<b>EBE</b>	698 731	1 268 679	2 682 517	383,9
Rémunération des salariés	3 923 898	901 856	1 906 900	48,6
Salaires et traitements bruts	3 773 670	901 856	1 906 900	50,5
Charges sociales à la charge des employeurs	150 228			
Revenus de la propriété	7 434 413	379 943	803358	10,8
Revenus distribué des sociétés	7 319 272	340 235	719 398	9,8
Revenus de la propriété attribués aux assurés	8 228			
Loyers	106 913	39 708	83 960	78,5
<b>Revenu Primaire Disponible (EMPLOIS)</b>	<b>12 057 042</b>	<b>2 813 044</b>	<b>5 947 952</b>	<b>49,3</b>
<b>Compte de distribution secondaire du revenu</b>				
<b>RESSOURCES</b>				
<b>Revenu Primaire Disponible</b>	<b>12 057 042</b>	<b>2 813 044</b>	<b>5 947 952</b>	<b>49,3</b>
Prestations sociales autres que les transferts courants en nature	128400			
Autres transferts courants	577504	189441	400 557	69,4
<b>EMPLOIS</b>				
Impôts courants sur le revenu, le patrimoine	59 854	70	147	0,2
Cotisations et prestations sociales	161 233	38 447	81 293	50,4
Autres transferts courants	232 558	68 116	144 026	61,9
<b>Revenu disponible brut</b>	<b>12 309 301</b>	<b>2 895 862</b>	<b>6 123 063</b>	<b>49,7</b>

(a) Dans les comptes nationaux, le solde de ce compte est appelé Revenu Mixte et l'EBE, le solde habituel de ce compte, est calculé et non résiduel. Cependant, en l'absence d'information sur la signification du Revenu Mixte et le mode d'obtention de l'EBE, le choix a été fait de regrouper ces deux agrégats, ce qui rajoute de la cohérence à la comparaison avec le niveau d'EBE calculable à partir de l'EPM93.

*Source* : nos propres calculs

**Tableau n°36: Comparaison sur les revenus avec la Comptabilité Nationale- Comptes des ménages- Côte d'Ivoire.**

<b>REVENUS</b>	<b>CN97 (a)</b>	<b>ENV 98 (a)</b>	<b>ENV98 en % de CN97</b>
<b>RESSOURCES</b>			
<b>EBE</b>	239	203	<b>85,2</b>
EBE agricole		85	
EBE non agricole		118	
<b>Salaires</b>	115	90	<b>78,7</b>
Salaires publics		27	
Salaires privés		63	
<b>Intérêts et dividendes (b)</b>	1	4	
<b>Autres revenus de la propriété</b>	11	5	
<b>Indemnités d'assurance dommage (c)</b>	2	5	
<b>Prestations sociales</b>	7	3	
<b>Transferts privés internationaux</b>			
<b>Autres transferts courants divers</b>	11	10	
<b>Total</b>	<b>386</b>	<b>321</b>	<b>83,2</b>
<b>EMPLOIS</b>			
<b>Intérêts et dividendes</b>	4		
<b>Autres revenus de la propriété</b>	4		
<b>Primes nettes d'assurances</b>	1		
<b>Impôts courants sur le revenu et patrimoine</b>	7		
<b>Cotisations sociales</b>	6		
<b>Transferts privés internationaux</b>	17		
<b>Autres transferts courants</b>	1	19	
<b>Revenu disponible brut</b>	<b>350</b>	<b>302</b>	<b>86,3%</b>

(a) En milliers de F CFA courants.

(b) Pour les données d'enquête, il s'agit des revenus recensés dans la rubrique « autres revenus »

(c) Pour les données d'enquête, il s'agit des revenus de retraites et d'assurance

*Source* : nos propres calculs

## **CHAPITRE 5**

### **Evolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire : une analyse sur 15 ans d'enquêtes ménages\***

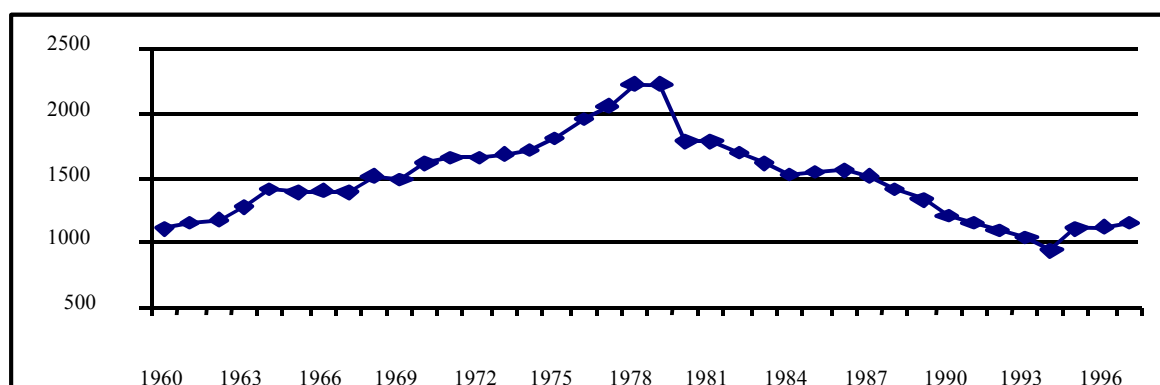
\* Une version en anglais de ce chapitre, écrit en collaboration avec Michael Grimm (DIAL-CIPRE) et Sandrine Mesplé-Soms (chercheur IRD-DIAL-CIPRE), a été publiée sous le titre, «What has happened to the urban population in Côte d'Ivoire since the eighties? An analysis of monetary poverty and deprivation over 15 years of household data », M. Grimm, C. Guénard, S. Mesplé-Soms, *World Development*, June 2002.

**INTRODUCTION**

L'objet de ce chapitre est d'étudier l'évolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire depuis les années 1980. On s'attache à rendre compte de plusieurs dimensions de la pauvreté, à vérifier, par des techniques de la dominance, la robustesse des tendances observées et à estimer de manière économétrique les déterminants des différentes formes de pauvreté. On montre que la pauvreté de conditions d'existence peut adopter une dynamique différente de celle de la pauvreté monétaire. Comme dans les années 1980, la pauvreté monétaire, a sensiblement augmenté dans les années 1990 dans les centres urbains ivoiriens malgré le retour de la croissance qui a suivi la dévaluation du Franc CFA au début de l'année 1994. Une approche examinant la pauvreté en termes de conditions d'existence montre qu'elle a crû moins rapidement avant l'ajustement et même décroît par la suite. Bien que certains indicateurs de capacités des ménages tels que le niveau d'éducation aient connu des tendances de long terme positives, ils n'ont pu constituer un levier suffisant d'amélioration du niveau de vie.

La Côte d'Ivoire a connu des phases très contrastées de croissance économique durant les dernières décennies, ce qui explique pourquoi, après être parvenu au rang de pays à revenu intermédiaire durant les années 1970, le pays a dorénavant le statut de pays pauvre et très endetté (PPTE).

**Figure n°1 : PIB par tête en \$ internationaux en parité de pouvoir d'achat**



*Source : Penn World Tables*

Après la phase de décolonisation et de boom des cours du café et du cacao, donnant lieu à une croissance économique soutenue ainsi qu'à des investissements importants en infrastructures publiques et sociales, le pays a connu une longue période de chute du PIB par tête de 1978 à 1993 (cf. Figure n°1). Le retournement des cours du café et du cacao mais aussi des politiques de dépenses publiques peu efficaces et financées par un endettement extérieur onéreux ont



précipité le pays dans une grave crise économique. Le pays a tenté alors, tout au long des années 1980, de rétablir les équilibres externe et interne essentiellement par la mise en place de plans de stabilisation réelle prônés par les institutions internationales. Cette période a été aussi celle où plusieurs réformes structurelles ont été amorcées (privatisation, libéralisation de l'économie, réformes douanières,...) (Berthélemy et Bourguignon, 1996). A partir de 1994, suite à la dévaluation du Franc CFA, aux productions record de produits de rente, à un apport massif d'aide internationale, et à l'accélération des réformes, on a assisté à un retour de la croissance. Toutefois, comme l'évolution actuelle le montre, il apparaît que cette croissance est restée fragile à plus d'un égard (Cogneau, Mesplé-Somps, 2001). Ainsi, l'économie ivoirienne est toujours très fortement dépendante des évolutions des cours mondiaux des matières premières et ses indicateurs de développement sociaux sont toujours d'un niveau très insuffisant (World Bank, 2000b.)

Pendant des années, les autorités ivoiriennes se sont préoccupées principalement des questions de croissance et de réformes structurelles, considérant les problèmes de répartition des revenus et de pauvreté comme secondaires. C'est à travers le débat sur les effets de la dévaluation et la diffusion des fruits de la croissance retrouvée qu'a été mise en avant l'analyse de la pauvreté<sup>1</sup>. Plus particulièrement, il apparaît dorénavant que la pauvreté n'est plus considérée comme étant « seulement » un phénomène rural mais de plus en plus un problème urbain. En effet, durant les dernières années, la progression de la pauvreté en milieu urbain a été plus rapide que dans les campagnes. Par exemple, Grootaert (1994) a mis en évidence une multiplication par 4 de la pauvreté à Abidjan, et par 2 dans les autres villes ivoiriennes entre 1985 et 1988, alors que la pauvreté au niveau national a « seulement » augmenté d'un facteur de 1,5. Jones et Ye (1997) ont montré qu'au début des années 1990, la pauvreté urbaine a augmenté plus rapidement que la pauvreté rurale et qu'elle n'a pas diminué dans l'année qui a suivi la dévaluation. D'autres études utilisant des modèles d'équilibre général calculables pour évaluer l'impact à court et moyen terme de la dévaluation du Franc CFA en Côte d'Ivoire (Bourguignon, de Melo et Suwa-Eisenmann, 1995 ; Calipel et Guillaumont-Jeanneney, 1996 ; Cogneau et Collange, 1998) prédisent une réduction du chômage d'au moins 2 points en milieu urbain ivoirien, mais une forte régression des revenus réels urbains. Ils mettent également en évidence une forte redistribution régionale en faveur du secteur rural. En utilisant l'enquête sur les ménages la plus récente, Grimm (2001) a

---

<sup>1</sup> Mais aussi les accords de réduction de dette PPTE et leurs conditionnalités sur la réduction de la pauvreté.

montré que la pauvreté a fortement augmenté entre 1993 et 1998 à Abidjan, mais fortement chuté en zones rurales. Le phénomène de « l'urbanisation de la pauvreté » n'est pas spécifique au cas Ivoirien. Il existe également des travaux empiriques qui illustrent ce phénomène dans d'autres pays. L'étude de Haddad, Ruel et Garrett (1999), par exemple, examine la pauvreté urbaine et rurale pour 8 pays en développement. Pour 7 d'entre eux, ils trouvent que la proportion de pauvres urbains dans la pauvreté au niveau national a augmenté dans le temps. Moser, Herbert et Makonnen (1993) ont analysé la pauvreté urbaine dans le contexte de l'ajustement structurel. Une de leur principale conclusion tient au fait qu'il existe une association claire entre les distorsions macroéconomiques et le processus d'appauvrissement qui a lieu à présent en zones urbaines. Le phénomène bénéficie également d'un intérêt croissant dans la littérature théorique, comme le montre un article récent de Ravallion (2001). Tous ces aspects justifient de consacrer une analyse relativement détaillée du problème de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire en étudiant son évolution et ses déterminants entre 1985 et 1998 dans ses différentes dimensions.

Jusqu'à présent, aucune étude sur une si longue période n'a été menée, les travaux s'étant concentrés soit sur les années 1980 (Glewwe, 1991 ; Grootaert et Kanbur, 1995 ; Grootaert, 1993, 1994, 1995, 1996, 1997 ; Kakwani, 1993 ; Grootaert, Kanbur et Oh, 1995) soit sur le début des années 1990 (Jones et Ye, 1997 ; World Bank, 1997). Dans une première section, la pauvreté est abordée selon une approche monétaire : le niveau de vie des ménages est appréhendé à travers le niveau de dépenses de consommation, ces dernières étant moins sujettes à des variations intra-annuelles et plus facilement mesurables, notamment pour les ménages non-salariés, que les revenus (Deaton et Zaidi, 1999). On ne peut cependant se contenter d'une approche strictement financière de la pauvreté, dans la mesure où les ressources monétaires ne sont qu'un moyen possible d'atteindre un certain niveau de bien-être : un ménage considéré comme riche d'un point de vue monétaire peut, par exemple, n'avoir pas accès à l'eau ou un niveau éducatif faible pour les membres féminins. Ainsi, le bien-être peut être mesuré par des indicateurs autres que le niveau de consommation. Il est dorénavant reconnu que la pauvreté est un phénomène complexe et multidimensionnel. La définition de la pauvreté comprend les notions de risque, de vulnérabilité, de pénurie de capacités, de carence dans les possibilités d'expression (*voicelessness*) et d'accès au pouvoir (*powerlessness*) (Sen 1985 et 1993, World Bank, 2000a).

Dans une seconde section, les évolutions des conditions d'existence des ménages urbains ivoiriens sont examinées. La confrontation de cette approche avec l'approche monétaire est ensuite menée. Des analyses effectuées dans certains pays développés ou en développement montrent qu'elles peuvent recouper des réalités distinctes<sup>2</sup>. La prise en compte des multiples facettes de la pauvreté renvoie alors aux questions de ciblage des populations les plus défavorisées comme au choix d'instruments de politiques de lutte contre la pauvreté.

Ce travail est effectué à partir du traitement de 5 enquêtes ménages menées de 1985 à 1998 par l'Institut National de la Statistique de la Côte d'Ivoire avec le soutien de bailleurs de fonds comme la Banque Mondiale : (i) enquêtes de type Living Standard Measurement Survey (LSMS) en 1985 et 1988 sur des échantillons 1600 ménages chacune, (ii) Enquête Prioritaire (EP) en 1992/93 sur 9600 ménages et en 1995 sur 1200 ménages, Enquêtes de Niveaux de Vie (ENV) en 1998 sur 4200 ménages. Toutes les enquêtes sont représentatives au niveau national. Les données utilisées et les ajustements qui ont été effectués sont discutés dans l'Annexe A.

La correspondance entre ces deux approches successives est soulevée dans une troisième section qui comprend également une analyse économétrique révélant les associations entre les caractéristiques socio-démographiques des ménages et les deux formes de pauvreté. La quatrième section replace les évolutions de la pauvreté urbaine dans le contexte de l'évolution globale de l'économie ivoirienne et mène à la conclusion générale de ce chapitre.

---

<sup>2</sup> A titre d'exemples, voir Lollivier et Verger (1997 et 1999) pour une analyse de données françaises, Klasen (2000) pour une étude en Afrique du Sud, et Razafindrakoto et Roubaud (2000) sur des données malgaches.

**SECTION I : Analyse monétaire des niveaux de vie et des inégalités (1985-1998)****I-1 Indicateurs Foster-Greer-Thorbecke de pauvreté**

Deux seuils de pauvreté absolue sont utilisés. Le premier seuil de pauvreté est défini à 1 \$US par tête et par jour en parité de pouvoir d'achat de 1985 et le second seuil, plus « généreux », correspond à 2 \$US<sup>3</sup>. Ce choix peut paraître arbitraire ; mais il présente l'avantage de permettre des comparaisons internationales. Par ailleurs, les renseignements collectés dans les enquêtes disponibles ne permettent pas de définir un seuil nutritionnel ou nutritionnel élargi. Les indicateurs FGT de pauvreté<sup>4</sup> sont calculés sur la base de dépenses monétaires par tête.

Les différents indicateurs de pauvreté monétaire indiquent une progression sans équivoque de la pauvreté absolue en milieu urbain entre 1985 et 1995 (cf. Tableau n° 1). La pauvreté au seuil de 1\$US a commencé à apparaître à Abidjan qu'à partir de 1993 avec un taux de 0.9% pour ensuite concerner 4.6% des ménages abidjanais en 1995. Par contre, l'incidence de la pauvreté à 2 \$US par jour montre que le phénomène surgit dès 1988 (4.3% de ménages pauvres) puis progresse rapidement jusqu'en 1995 (15.2% de ménages pauvres en 1993 puis 29.3% en 1995).

Dans les autres villes, l'incidence de la pauvreté à 1\$US se situait déjà aux alentours de 3.4% des ménages en 1985, puis concernait environ 16% des ménages en 1993, et 14.5% en 1995. Le taux de pauvreté à 2 \$US s'élevait déjà à 12.3% en 1985 et a augmenté fortement dès 1988 (incidence de 25.4%) pour littéralement exploser au milieu des années 1990 : en 1995, 52.4% des ménages urbains en dehors d'Abidjan avaient des dépenses par tête journalières inférieures à 2 \$US.

La profondeur de la pauvreté, qui exprime l'écart moyen des dépenses des pauvres relativement au seuil de pauvreté, révèle que l'accroissement de l'incidence de la pauvreté s'est accompagné d'une dégradation de leur situation moyenne. De même, l'indicateur de

---

<sup>3</sup> Les choix méthodologiques opérés pour le calcul du niveau des dépenses comme pour l'actualisation du seuil de pauvreté sont présentés dans DIAL (2000).

sévérité de la pauvreté qui est une combinaison du taux de pauvreté, du degré moyen de pauvreté et d'une mesure d'inégalité parmi les pauvres, n'a cessé de croître jusqu'en 1995.

Avec l'amorce de la reprise économique en 1995, année qui se caractérise par les plus forts taux de pauvreté, l'incidence de la pauvreté à 1 \$US et 2 \$US commence à décroître, tant à Abidjan que dans les autres villes. Les niveaux redescendent respectivement à 5.9% et 31.1% en 1998 au seuil de 2 \$US. A Abidjan, l'incidence de pauvreté à 1 \$US redescend de 4.6% à 1.2% et dans les autres villes de 14.5% à 10.0%. Le poids des ménages résidant dans la capitale dans la pauvreté urbaine globale baisse alors de 41% en 1995 à 28% en 1998. Cependant, le taux de pauvreté de 1998 à Abidjan n'a pas baissé sous son niveau de 1993, contrairement à ce que l'on observe dans les autres villes.

---

<sup>4</sup> Foster, J., Greer, J. et Thorbecke, E. (1984).

CHAPITRE 5 — EVOLUTION DE LA PAUVRETE URBAINE EN COTE D'IVOIRE

**Tableau n° 1 : Evolution des indicateurs FGT de pauvreté monétaire en milieu urbain en Côte d'Ivoire (en % des ménages)**

Région/Indicateur	Ligne de pauvreté à 1\$ US par jour					Ligne de pauvreté à 2\$ US par jour				
	1985	1988	1992/93	1995	1998	1985	1988	1992/93	1995	1998
<b>Abidjan</b>										
Incidence de la pauvreté (P0)	0.3	0.0	0.9	4.6	1.2	1.0	4.3	15.2	29.3	18.8
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 0.8]		[0.5 – 1.4]	[1.5 – 7.7]	[0.4 – 1.9]	[0.0 – 2.4]	[1.6 – 6.9]	[12.7 – 17.7]	[20.1 – 38.5]	[14.2 – 23.5]
Profondeur de la pauvreté (P1)	0.0	0.0	0.1	1.1	0.2	0.2	0.3	3.1	8.6	4.3
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.0	0.0	0.02	0.3	0.05	0.0	0.0	1.0	3.8	1.5
<b>Autres villes</b>										
Incidence de la pauvreté (P0)	3.4	3.0	15.9	14.5	10.0	12.3	25.4	51.0	52.4	41.9
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 7.7]	(0.0 – 5.8)	[13.7 – 18.1]	[6.7 – 22.2]	[7.0 – 13.1]	[4.4 – 20.1]	[16.7 – 34.0]	[47.6 – 54.3]	[42.9 – 61.8]	[36.2 – 47.6]
Profondeur de la pauvreté (P1)	1.1	0.7	4.3	4.0	2.3	3.8	6.5	19.1	19.8	13.5
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.5	0.2	1.7	1.5	0.8	1.9	2.6	9.6	9.7	6.2
<b>Milieu urbain</b>										
Incidence de la pauvreté (P0)	1.8	1.6	8.9	9.0	5.9	6.7	15.6	34.4	39.7	31.1
<i>Intervalle de confiance</i>	[0.0 – 4.0]	(0.1 – 3.1)	[7.6 – 10.3]	[5.1 – 13.0]	[4.3 – 7.5]	[2.7 – 10.7]	[10.9- 20.3]	[31.8 – 37.0]	[32.9 – 46.4]	[27.5 – 34.7]
Profondeur de la pauvreté (P1)	0.6	0.4	2.4	2.4	1.3	2.0	3.6	11.7	13.6	9.2
Sévérité de la pauvreté (P2)	0.3	0.1	0.9	0.9	0.4	1.0	1.4	5.6	6.4	4.0

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

Bien qu'une évaluation précise de l'impact de la dévaluation de la monnaie nationale sur la pauvreté reste difficile, nous pouvons au moins constater qu'entre 1995 et 1998, les dépenses réelles moyennes par tête des ménages abidjanais ont augmenté de 4.6% tandis que la pauvreté a baissé de 10.5 points au seuil de 2 \$US, faisant de la croissance un levier non négligeable de réduction de la pauvreté.

Cependant, comme l'indiquent les intervalles de confiance figurant au Tableau n°1, il est important de signaler que les tendances de la pauvreté en milieu urbain en Côte d'Ivoire sont fragiles. En effet, à l'exception des enquêtes EP de 1993 et ENV de 1998, les échantillons sont de faible taille et les résultats souffrent donc tous d'une faible précision. Une analyse de la dominance (de premier et de second ordre) utilisant les tests de Kolmogorov paraît indispensable pour vérifier à la fois la robustesse des tendances de l'évolution de la pauvreté et les différences régionales (Atkinson et Bourguignon, 1987 ; Deaton, 1997 ; Ravallion, 1998).

Tout d'abord, des tests de différenciation régionale des distributions de dépenses ont été entrepris, qui vérifient s'il existe au moins un écart supérieur à un seuil critique sur l'ensemble de la distribution. De même, il faut s'assurer que, pour un large spectre de seuils de pauvreté (de 0 à 4 fois le seuil de 2 \$US, soit plus de 80% des distributions), les courbes ne se croisent pas et que les écarts constatés sont significatifs (cf. Tableau n°11, Annexe B). Ces tests permettent de confirmer le fait que l'incidence de la pauvreté a toujours été plus forte dans les autres centres urbains qu'à Abidjan quelques soient les années.

Les analyses de dominance sur les tendances montrent que l'augmentation de la pauvreté, sur l'ensemble du milieu urbain, est sans équivoque entre 1985 et 1995 puisque les tendances se confirment jusqu'aux seuils de 4 à 5 \$US par jour et par tête. Après 1995, les évolutions divergent sensiblement entre Abidjan et les autres centres urbains. De plus, l'analyse de dominance confirme que la pauvreté à Abidjan en 1998 n'a pas baissé en-dessous de son niveau de 1993. A l'inverse, dans les centres urbains secondaires, les indicateurs de pauvreté ont significativement baissé entre 1993 et 1998, au moins pour les lignes de pauvreté inférieures à 4 \$US. Au total, pour toutes les zones urbaines, il apparaît que la pauvreté a baissé entre 1993 et 1998.

## I-2 Inégalité et distributions de dépenses

L'analyse des inégalités des niveaux de dépenses révèle qu'à Abidjan, le coefficient de Gini augmente de 0.34 à 0.37 entre 1985 et 1993 puis atteint 0.44 en 1995 pour s'établir enfin à 0.38 en 1998 (cf. Tableau n°2). Cependant, l'examen des courbes de Lorenz ainsi que les tests de significativité des écarts entre les courbes ne confirment aucune de ces évolutions. A l'inverse, dans les autres villes, l'indice de Gini diminue de 0.38 en 1985 à 0.36 en 1998 avec une forte baisse observée entre 1985 et 1988. L'examen des courbes de Lorenz deux à deux permet cependant de confirmer uniquement l'évolution à la baisse entre 1985 et 1988 et celle à la hausse entre 1988 et 1993. Les autres tendances ne sont pas significatives, en particulier la baisse des inégalités entre 1985 et 1998 n'est pas robuste. Finalement, sur l'ensemble du milieu urbain, seul l'accroissement du coefficient de Gini entre 1988 et 1993 est significatif.

**Tableau n° 2 : Evolution des coefficients de Gini entre 1985 et 1998**

	1985	1988	1993	1995	1998
<b>Abidjan</b>					
Gini	0.34	0.37	0.37	0.44	0.38
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.31 - 0.37]	[0.33 - 0.40]	[0.36 - 0.39]	[0.39 - 0.48]	[0.35 - 0.40]
<b>Autres Villes</b>					
Gini	0.38	0.29	0.37	0.34	0.36
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.35 - 0.42]	[0.27 - 0.31]	[0.36 - 0.38]	[0.31 - 0.38]	[0.33 - 0.39]
<b>Milieu urbain</b>					
Gini	0.38	0.37	0.40	0.43	0.38
<i>Intervalles de confiance 95 %</i>	[0.36 - 0.41]	[0.34 - 0.39]	[0.39 - 0.42]	[0.39 - 0.46]	[0.35 - 0.41]

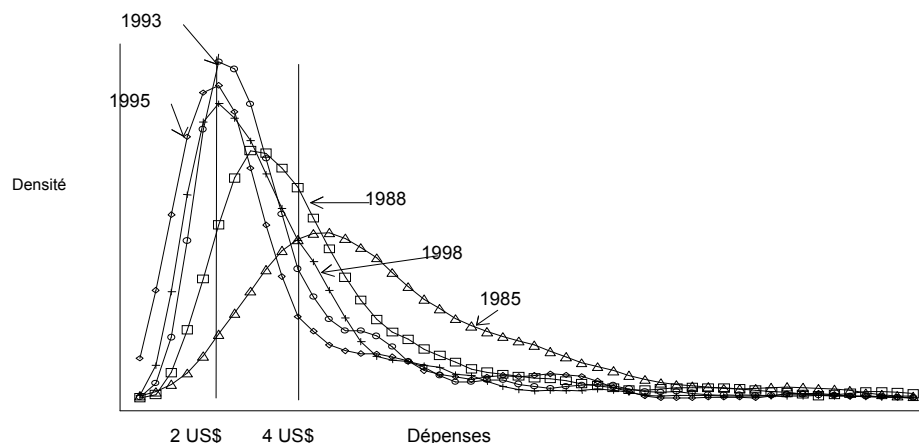
*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

Afin d'examiner plus finement la distribution, une analyse des courbes de fréquence des dépenses (courbes de Kernel) a été effectuée, ce qui permet de déterminer quels segments de la distribution des dépenses évoluent le plus. Sur toute la période 1985-1998, le déplacement des courbes montre que la baisse des niveaux de vie a touché aussi bien les classes moyennes de ménages que les classes les plus pauvres (cf. Figures n°2). Au moins à Abidjan, ce sont toutes les classes de ménages qui ont souffert de la crise entre 1993 et 1995. Par contre, l'impact de la croissance retrouvée entre 1995 et 1998 s'est traduit surtout par une réduction du nombre de ménages qui ont entre 2 et 3.5 \$US par jour et par tête. Par conséquent, la courbe de Kernel montre que la densité a augmenté autour de 4 et 5 \$US en 1998. Cette évolution confirme la baisse observée des inégalités entre 1995 et 1998 (cf. Tableau n°2). En revanche, les ménages résidant dans les centres urbains secondaires semblent avoir moins souffert de la dévaluation: les courbes ne bougent pratiquement pas entre 1993 et 1998. Dans

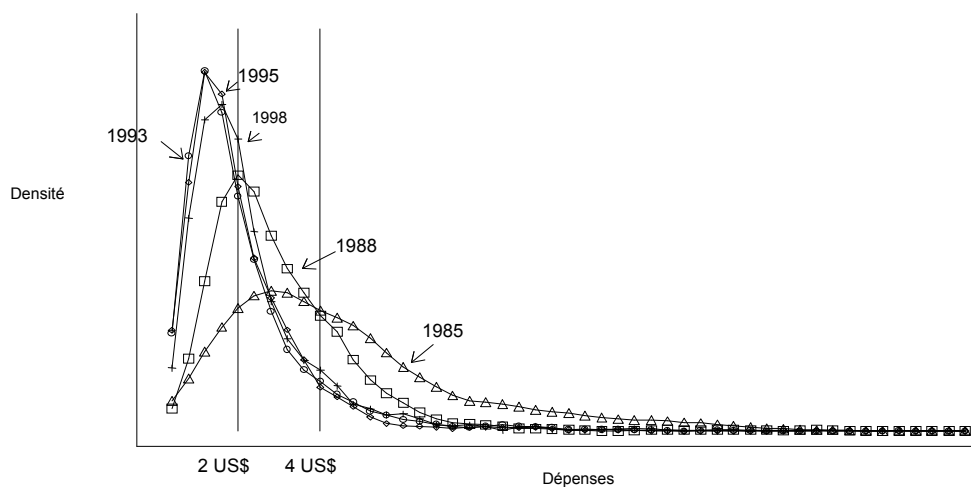


le même temps, la reprise entre 1995 et 1998 a bénéficié à l'ensemble de la distribution dans les villes secondaires (les courbes de Kernel se déplacent légèrement vers la droite), permettant la baisse significative de l'incidence de pauvreté à 2 \$US précédemment mentionnée.

**Figures n°2 : Courbes de Kernel des dépenses. Abidjan - Autres villes. 1985-1998**



Abidjan



Autres villes

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

## **SECTION II : Analyse des conditions d'existence**

### **II-1 Construction des scores de conditions d'existence**

Les enquêtes ménages donnent la possibilité de construire différents indicateurs de conditions de vie auxquels nous avons associé des scores. Ces indicateurs sont fondés sur des éléments

objectifs et structurels en référence à la conception de la pauvreté comme pénurie de capacités ou de vulnérabilité. Pourtant, certains sont dépendants des niveaux de revenus. Pour chaque composante, le score maximum correspond à un niveau de privation élevé tandis qu'un score nul signifie, au contraire, une absence de carence (cf. Tableau n° 12, Annexe B). Ces scores ont été ensuite agrégés afin de former un indicateur synthétique de conditions d'existence. Les différents éléments pris en compte sont : (i) *des indicateurs de condition matérielle d'existence* des ménages à partir des caractéristiques de leur logement, de leur mode d'accès à diverses commodités (eau, électricité, toilette, type de combustible,...) ; il s'agit d'éléments objectifs qui sont moins soumis aux fluctuations conjoncturelles que les niveaux de dépenses ; (ii) *un indicateur du niveau de capital humain* appréhendé à travers le rapport entre le nombre d'années d'études effectivement accomplies par l'ensemble des membres du ménages sur le nombre d'années d'études possible maximum étant donné l'âge de chacun ; (iii) *un indicateur de vulnérabilité* qui comptabilise le nombre de biens durables (vélo, radio, télévision,...) possédés par ménage ; cela peut rendre compte à la fois des possibilités de chacun de dégager un revenu (dans le cas où les biens durables sont productifs) et de la possibilité de faire face à des difficultés financières temporaires par le biais de la vente de ces biens. Notons que cet indicateur est relativement dépendant des niveaux de revenus. Il aurait été intéressant d'ajouter des mesures anthropométriques à l'indicateur synthétique mais malheureusement, l'enquête de 1998 ne contient pas ce type de renseignements. L'agrégation a un sens si chaque item suit la même logique que celle de l'indicateur synthétique. On constate une relative constance, dans le temps et l'espace (Abidjan et les autres villes) de la relation entre les différentes composantes<sup>5</sup>. On note que le degré de correspondance entre les éléments de conditions d'existence, l'indicateur de niveau de capital humain et l'indice synthétique est assez élevé. Ainsi, de mauvaises conditions d'existence vont de pair avec des niveaux d'éducation faible, ceci quelque soit l'année considérée. La présence d'une quelconque forme de carence augmente la probabilité empirique d'occurrence d'autres formes de privation.

Par ailleurs, plusieurs possibilités d'agrégation des éléments sont envisageables. Soit on additionne les différentes composantes sans pondération spécifique, à l'instar de Lollivier et Verger (1997), soit les poids de chaque variable sont dérivés d'une analyse en composante

---

<sup>5</sup> Cependant, le nombre de personnes par pièce montre une assez faible correspondance avec les autres éléments de condition d'existence. Cela peut s'expliquer par le fait que les logements bien équipés sont logiquement implantés dans les centres-villes, et sont de surfaces plus réduites que les logements plus insalubres de zones

principale. Les deux méthodes ont été effectuées. Elles mènent aux mêmes résultats, les deux indicateurs ainsi construits étant très fortement corrélés (plus de 0,9). Par souci de simplicité, ne sont présentés ici que les résultats de la méthode d'agrégation simple.

## II-2 Evolution des conditions d'existence

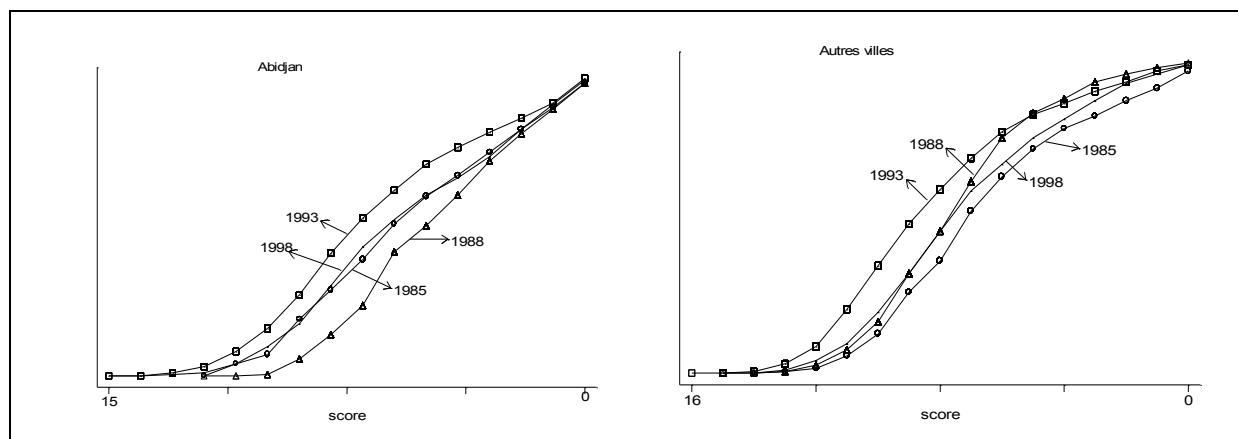
Avant d'examiner l'indicateur synthétique et son évolution, observons l'évolution des différents éléments qui le composent<sup>6</sup> (cf. Tableau n°13, Annexe B). Les ménages des autres villes subissent des carences plus importantes qu'à Abidjan. Pour l'ensemble du milieu urbain, une nette amélioration en matière d'accès à l'eau, de mode d'éclairage ou de type de combustible utilisé est observée en 1998. Par exemple, la proportion des ménages urbains sans connexion à l'électricité a baissé de 29.2% en 1985 à 18.6% en 1998. Par ailleurs, on note une diminution du nombre de biens durables possédés par les ménages. Cette baisse continue jusqu'en 1998 peut s'expliquer à la fois par la dévaluation du Franc CFA qui a renchéri le coût de ces biens majoritairement importés, et par la situation financière continûment défavorable des ménages urbains.

A la fin des années 1990, les niveaux d'éducation sont encore très bas. Plus d'un tiers de la population adulte à Abidjan n'a jamais fréquenté l'école. A Abidjan cependant, la scolarisation des enfants a fortement et régulièrement progressé durant les quinze dernières années, puisque 70% des enfants de 6 à 15 ans fréquentent l'école en 1998, contre seulement 50% en 1985. Dans les villes secondaires de Côte d'Ivoire en revanche, cette tendance a été plus faible, les taux de scolarisation ne s'étant pas véritablement améliorés de 1985 à 1998. Suite à la pénurie d'investissements publics, un déséquilibre s'est creusé entre la capitale économique et le reste du pays du point de vue de la quantité et de la qualité des infrastructures scolaires. De plus, un certain nombre de ménages a déclaré avoir déscolarisé des enfants du fait de la baisse de leurs revenus.

---

périurbaines. Quoiqu'il en soit, dans la mesure où l'indicateur du nombre de personnes par pièce montre un relatif degré d'association avec l'indicateur synthétique, il en reste une des composantes.

<sup>6</sup> Du fait de la faible taille de l'échantillon en 1995 et du manque de recul par rapport à 1993, nous avons choisi d'analyser uniquement les enquêtes de 1985, 1988, 1993 et 1998.

**Figures n° 3 : Courbes de scores de conditions d'existence cumulées, Abidjan -Autres villes, 1985-1998.**

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

L'évolution de la distribution cumulée du score synthétique des conditions d'existence (cf. Figures n° 3) montre que 1988 est la meilleure année pour Abidjan et 1985 pour les autres villes<sup>7</sup>. A Abidjan, les conditions de vie se sont améliorées entre 1985 et 1988 ; par la suite, la situation des ménages s'est fortement dégradée jusqu'en 1993. Enfin, de 1993 à 1998, la situation s'est améliorée et a permis aux ménages de retrouver des conditions de vie similaires à celles de 1985. Dans les autres centres urbains, les ménages n'ont cessé de connaître une dégradation de leur situation jusqu'en 1993. Comme à Abidjan, le retour de la croissance entre 1993 et 1998 a permis une amélioration significative des conditions de vie, toutefois tout juste suffisante pour retrouver celles de 1988.

L'évolution des conditions d'existence est beaucoup moins contrastée que celle de la pauvreté monétaire. Cela est inhérent à l'indicateur lui-même, nécessairement moins volatile que les dépenses de consommation. Par ailleurs, cela ne signifie pas que les ménages connaissent des conditions de vie décentes, puisque, dès les années 1980, un tiers des ménages abidjanais et plus de la moitié de ceux vivant dans le reste des zones urbaines peuvent être considérés comme des pauvres en termes de conditions d'existence<sup>8</sup>.

La période 1993-1998 est caractérisée par une amélioration certaine des conditions d'existence. Ce constat est en contradiction avec les conclusions tirées de l'analyse monétaire,

<sup>7</sup> Les tests de Kolmogorov indiquent que toutes les courbes sont significativement différentes les unes des autres à l'exception des courbes 1985 et 1998 à Abidjan, et 1988 et 1998 dans les autres villes.

<sup>8</sup> Le choix des seuils des scores pour déterminer qu'un ménage est pauvre en termes de conditions d'existence est subjectif. Nous avons choisi de définir comme pauvres les ménages qui ont un score égal ou supérieur à 8.

au moins en ce qui concerne les ménages de la capitale économique, puisque ces derniers ont subi un accroissement du taux de pauvreté monétaire. Cette divergence, cependant, confirme le caractère multidimensionnel de la pauvreté. Cela peut révéler le fait que les ménages les plus défavorisés, dont les revenus ont augmenté, ont préféré consacrer ce surplus de revenus à l'amélioration de leurs conditions d'existence plutôt qu'à leur consommation courante.

### ***SECTION III Les deux formes de pauvreté décrivent-elles le même phénomène?***

Afin de déterminer si les deux dimensions de la pauvreté recourent une même réalité, on examine tout d'abord dans quelle mesure elles sont corrélées et s'appliquent aux mêmes populations. Puis des analyses économétriques sont entreprises pour caractériser ces deux formes de pauvreté.

#### **III-1 Correspondance entre pauvreté monétaire et conditions d'existence**

Le Tableau n° 3 présente la statistique V de Cramer<sup>9</sup> de correspondance entre le score de conditions d'existence, les quintiles de niveau de consommation et le fait d'être pauvre ou non à 2 \$US par jour. La correspondance entre les deux dimensions de pauvreté est relativement faible. Elle est cependant plus élevée dans les autres villes qu'à Abidjan. Par ailleurs, il est difficile de déceler une quelconque tendance dans l'évolution de ces coefficients.

**Tableau n° 3 : Statistique V de Cramer de correspondance entre la pauvreté monétaire et de conditions d'existence de 1985 à 1998**

	Abidjan		Autres villes	
	score d'existence / quintile de dépense	score d'existence / indicat. pauv 2 \$US	score d'existence / quintile de dépense	score d'existence / indicat. pauv 2 \$US
<b>1985</b>	0.39	0.23	0.41	0.50
<b>1988</b>	0.31	0.36	0.33	0.43
<b>1993</b>	0.29	0.32	0.28	0.41
<b>1998</b>	0.30	0.41	0.23	0.34

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

Pour corroborer cette première appréciation, examinons quelle est la part de la population qui cumule ces deux formes de pauvreté. Pour ce faire, nous définissons alors un seuil de pauvreté de conditions d'existence relatif de sorte que la proportion de la population souffrant de

<sup>9</sup> Les bornes de cette statistique sont 0 et 1, 0 indiquant qu'il n'existe aucune correspondance et 1 une correspondance parfaite.

conditions d'existence insuffisantes soit de même ordre que la proportion de la population confrontée à des dépenses de consommation insuffisantes.

**Tableau n° 4: Analyse des correspondances des deux formes de pauvreté**

	(% des ménages cumulant les deux formes de pauvreté		% des ménages souffrant de pauvreté monétaire parmi les ménages définis pauvres en termes de conditions d'existence		% des ménages souffrant de conditions d'existence insuffisantes parmi les ménages pauvres en termes monétaires	
	Abidjan	Autres villes	Abidjan	Autres villes	Abidjan	Autres villes
<b>1985</b>	0.0	6.8	-	53.5	-	55.8
<b>1988</b>	1.3	14.6	21.0	45.0	30.8	57.3
<b>1993</b>	5.6	32.3	35.1	66.7	36.2	63.4
<b>1998</b>	8.3	24.3	48.3	53.1	43.9	58.1

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

Les proportions des ménages souffrant des deux formes de pauvreté sont relativement faibles : inférieures à 9% à Abidjan et à 33% dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 1<sup>ère</sup> colonne). Dit autrement, un peu plus de la moitié des ménages des villes secondaires ivoiriennes qui souffrent de carences en termes de conditions d'existence sont aussi des pauvres en termes monétaires. Cette proportion est inférieure à 50% dans la capitale économique (cf. Tableau n°4, 2<sup>ème</sup> colonne). Par ailleurs, alors que le pourcentage des ménages qui à la fois pâtissent de carences dans leurs conditions de vie et sont des pauvres monétaires croît à Abidjan tout au long de la période étudiée, ce taux baisse entre 1993 et 1998 dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 1<sup>ère</sup> colonne). Comparé à Abidjan, la situation monétaire se serait donc améliorée pour une partie des ménages pauvres en termes de conditions d'existence dans les autres villes (cf. Tableau n°4, 2<sup>ème</sup> colonne). Lorsqu' on observe cette fois la proportion des ménages définis comme pauvres monétaires et souffrant de conditions d'existence non satisfaisantes, on constate un fort accroissement pour Abidjan et une situation plus ou moins stagnante pour les autres villes.

## **III-2 Caractérisation économétrique des niveaux de vie monétaires et des conditions d'existence.**

### III-2-1 Niveau de vie monétaire

Afin d'identifier les caractéristiques des ménages associées à un niveau de vie monétaire plus ou moins favorable, une fonction semi-logarithmique des dépenses des ménages par tête a été estimée. Le modèle utilisé s'écrit comme suit :

$$\log y_i = \beta x_i + \varepsilon_i, \quad (1)$$

où  $\log y_i$  est le logarithme des dépenses réelles par tête corrigées des variations régionales et temporelles des prix,  $x_i$  est un vecteur des caractéristiques du ménage  $i$  et de ses membres,  $\beta$  est un vecteur de paramètres à estimer et  $\varepsilon_i$  est un terme d'erreur distribué selon une loi normale<sup>10</sup>. Le vecteur  $x$  contient essentiellement des variables caractérisant le capital humain du ménage et de ses membres (éducation du chef et de son conjoint, statut socio-économique) et des variables caractérisant la composition du ménage (nombre d'enfants, nombre d'adultes, nombre de personnes âgées, type de ménage). Tandis que le premier groupe de variables donne une indication de la productivité du ménage<sup>11</sup>, le deuxième groupe reflète ses besoins. Un troisième groupe de variables concerne des variables de contrôle usuelles, comme la nationalité et le sexe du chef ainsi que le fait d'être migrant ou non<sup>12</sup>. Ces dernières variables prennent en compte des sources potentielles de segmentation et de discrimination sur le marché du travail. Le Tableau n° 14 en Annexe B présente quelques statistiques descriptives des variables explicatives utilisées.

L'intérêt de ces estimations se situe à deux niveaux. D'une part, les résultats peuvent être mis en relation avec l'évolution de la pauvreté monétaire présentée ci-dessus. D'autre part, dans la mesure où nous utilisons les mêmes variables pour caractériser les conditions d'existence, les estimations permettent de savoir si les deux dimensions de pauvreté sont corrélées de la même manière aux différentes caractéristiques du ménage.

Dans les développements qui suivent, on fait implicitement l'hypothèse que les variables comme la composition du ménage et le choix occupationnel du chef sont exogènes. Cette hypothèse est satisfaisante si on s'intéresse aux déterminants du niveau de vie à un moment donné et non sur le cycle de vie dans son ensemble. De plus, il est important de souligner qu'il ne s'agit pas ici d'identifier des relations causales entre le niveau de vie et les différentes

---

<sup>10</sup> Alternativement, on pourrait utiliser un modèle binaire (probit ou logit) estimant la probabilité qu'un ménage soit pauvre ou non. L'avantage du modèle MCO tient au fait qu'il utilise l'intégralité de la distribution et qu'il peut être estimé d'une manière robuste sous des hypothèses moins fortes concernant le terme d'erreur que le modèle binaire.

<sup>11</sup> La surface de la terre et l'équipement agricole du ménage ne sont pas inclus dans le modèle à cause du faible niveau de l'activité agricole dans les zones urbaines.

<sup>12</sup> Il faut noter que la variable indiquant le statut migratoire n'est pas un indicateur très satisfaisant. Elle prend la valeur 1 si le chef de ménage n'était pas présent dans son lieu de résidence actuel 5 années avant la date de l'enquête. La variabilité du questionnaire d'une enquête à l'autre nous a empêché de construire une variable plus pertinente.

variables explicatives, mais plutôt de relever les corrélats les plus importants entre les dépenses par tête et les caractéristiques socio-économiques et démographiques des ménages.



**Tableau n° 5: Déterminants des dépenses réelles du ménage par tête, modèle MCO**

	1985	1988	1992/93	1998	1985-1998
<b>Variable dépendante : Logarithme des dépenses du ménage par tête réelles</b>					
<b>Variables explicatives</b>					
Abidjan (=1)	0.433 **	0.358 **	0.516 **	0.373 **	0.461 **
Chef de ménage Homme (=1)	-0.216 **	-0.115	-0.168 **	-0.053	-0.146 **
Age du chef de ménage	-0.010	-0.005	0.006	0.020 **	0.007 **
(Age du chef de ménage) <sup>2</sup> /100	0.015	0.008	-0.004	-0.017 **	-0.005
Chef de ménage immigré (=1)	-0.021	-0.007	0.036	-0.054 *	0.002
Chef de ménage ivoirien (=1)	0.105 *	-0.084 *	0.030 *	0.154 **	0.056 **
<b>Education du Chef de ménage</b>					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	0.256 **	0.249 **	0.176 **	0.240 **	0.209 **
- niveaux secondaire et sup.	0.588 **	0.445 **	0.559 **	0.530 **	0.543 **
<b>Education du conjoint</b>					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	0.059	0.196 **	0.135 **	0.098 **	0.118 **
- niveaux secondaire et sup.	0.399 **	0.419 **	0.475 **	0.384 **	0.440 **
<b>Activité du chef du ménage</b>					
- indépendante agricole ou non agricole.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- inactif ou chômeur	0.083	0.066	0.045 *	0.002	0.045 **
- salarié du secteur public	0.122 *	0.138 **	0.165 **	0.162 **	0.166 **
- salarié du secteur privé	0.091	0.056	0.101 **	0.058 *	0.087 **
<b>Type du ménage</b>					
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- Famille monoparentale	0.063	-0.092	-0.079 **	-0.124 *	-0.084 **
- Famille polygame	0.120 *	0.023	0.120 **	0.052	0.102 **
<b>Composition du ménage</b>					
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	-0.186 **	-0.311 **	-0.261 **	-0.295 **	-0.250 **
- (nombre d'enfants 0 à 5 ans) <sup>2</sup>	0.018 **	0.039 **	0.037 **	0.043 **	0.031 **
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	-0.109 **	-0.126 **	-0.185 **	-0.209 **	-0.179 **
- (nombre d'enfants 6 à 14 ans) <sup>2</sup>	0.008 **	0.010 **	0.014 **	0.017 **	0.014 **
- nombre d'adultes Hommes	-0.101 **	-0.038	-0.082 **	-0.160 **	-0.090 **
- (nombre d'adultes Hommes) <sup>2</sup>	0.012 **	0.004	0.009 **	0.013 **	0.008 **
- nombre d'adultes Femmes	-0.177 **	-0.131 **	-0.133 **	-0.153 **	-0.137 **
- (nombre d'adultes Femmes) <sup>2</sup>	0.014 **	0.017 **	0.014 **	0.013 **	0.013 **
- nombre de personnes 65 ans et plus	-0.097	-0.249 **	-0.170 **	0.168	-0.111 **
- (nombre de personnes 65 ans et plus) <sup>2</sup>	-0.030	0.063	0.062 **	-0.080	0.032 *
<b>Année</b>					
- 1998					Ref.
- 1985					0.854 **
- 1988					0.406 **
- 1993					0.043 **
<b>constante</b>	13.769 **	13.338 **	12.680 **	12.404 **	12.610 **
R <sup>2</sup> ajusté	0.528	0.493	0.478	0.487	0.525
Nombre d'observations	670	732	5,359	1,913	8,674

\* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5%.

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Le Tableau n° 5 présente les résultats obtenus pour les années 1985, 1988, 1993, 1998 et pour l'ensemble de ces échantillons (*pooled*). Tout d'abord, il faut noter que le nombre d'observations est très différent d'une année à l'autre et que cela a évidemment une influence non négligeable sur les écart -types des coefficients estimés. De façon générale, le pouvoir explicatif des modèles semble assez satisfaisant avec un  $R^2$  ajusté compris entre 48% et 53%. Cependant, la partie non expliquée de la variance du logarithme de la dépense augmente de 1985 à 1998, indiquant que les caractéristiques non observées ont une influence de plus en plus importante. Bien sûr, cela peut également refléter, au moins en partie, un « bruit » plus important dans la variable dépendante due aux différences dans les enquêtes mentionnées précédemment.

Les ménages habitant à Abidjan – soit environ la moitié des ménages enquêtés – ont une consommation par tête nettement supérieure à celle des ménages habitant dans les autres villes ivoiriennes. L'écart est particulièrement important en 1992/93 avec une consommation de 67.7% plus élevée à Abidjan par rapport aux autres villes. Les ménages dirigés par une femme, ce qui concerne 11% des ménages en 1985 et 19% en 1998, semblent en moyenne être plus riches que les ménages qui sont dirigés par un homme. Ce résultat a également été trouvé par Grootaert *et alii* (1995) et Grootaert (1997) qui analysent les données d'enquêtes ivoiriennes dans les années 1980. Etonnamment, l'âge du chef du ménage n'est pas une caractéristique pertinente du niveau de vie du ménage. Cependant, une grande partie des effets liés au cycle de vie est déjà capturée par les variables de la composition du ménage. La nationalité du chef du ménage influence de manière déterminante le niveau des dépenses. Les ménages ivoiriens ont en moyenne une consommation par tête de 3% à 17% (exception faite du coefficient de 1998) supérieure à celle des ménages africains non ivoiriens qui représentent entre 24% et 33% de la population urbaine<sup>13</sup>.

Le capital humain du chef du ménage et de son conjoint apparaît comme une variable clé des déterminants du niveau de vie (un résultat également mis en évidence par Grootaert *et alii* (1995) et Grootaert (1997)). Les ménages dont le chef a un niveau d'éducation primaire ont en moyenne des dépenses par tête de 19% à 29% supérieures à celles d'un ménage dont le chef ne dispose d'aucune formation scolaire. Le fait d'avoir un niveau scolaire secondaire ou supérieur a eu un impact encore plus élevé, augmentant les dépenses par tête de 56% à 80%. Les effets de l'éducation du conjoint vont dans la même direction mais sont en moyenne un peu moins forts. Les tests de Wald (non présentés ici) permettent de confirmer la diminution du « rendement » associé à l'éducation secondaire entre 1985 et 1988 et son augmentation entre 1988 et 1993 ainsi que l'augmentation du « rendement » associé à l'éducation primaire entre 1993 et 1998.

Parmi tous les groupes socio-économiques, ce sont les salariés du secteur public et les fonctionnaires qui ont le risque le moins fort de tomber dans la pauvreté. Par ailleurs, si les familles monoparentales (4% des ménages dans l'échantillon compilé) ont eu en moyenne un niveau de vie inférieur à celui des familles nucléaires ou élargies (84% des ménages), les familles polygames (12% des ménages) ont eu en moyenne des dépenses légèrement plus

---

<sup>13</sup> Ce résultat ne tient évidemment pas compte des transferts dans leur pays d'origine ni de leur niveau d'épargne qui pourraient se révéler supérieurs à ceux des Ivoiriens et nuancer notre analyse en termes de pauvreté.

élevées. Les effets liés à la composition démographique du ménage sont significatifs et assez stables sur toutes les années considérées. Chaque enfant supplémentaire de zéro à cinq ans réduit les dépenses par tête, toutes choses égales par ailleurs. Le signe positif du terme quadratique signifie cependant que cet effet négatif s'affaiblit avec un nombre croissant d'enfants. L'effet négatif est moins fort pour les enfants de six à quatorze ans, mais reste significatif. L'effet du nombre d'adultes est également négatif, mais plus fort pour les femmes que pour les hommes. Néanmoins, il faut noter que l'impact d'un adulte supplémentaire est ambigu : d'une part, un adulte supplémentaire augmente la capacité productive potentielle du ménage, mais d'autre part, en augmente les besoins. D'ailleurs, on observe que les coefficients de la composition du ménage sont en moyenne plus grands en 1998 qu'en 1985, indiquant que la composition du ménage elle-même est devenue un corrélat du niveau de vie plus important (la robustesse a été vérifiée par des tests de Wald). Il n'en reste pas moins qu'il existe de sérieux problèmes pour comparer les niveaux de vie de ménages de compositions différentes dans la mesure où il est presque impossible d'estimer les échelles d'équivalence nécessaires à de telles comparaisons.

### III-2-2 Conditions d'existence

Afin d'analyser les associations entre les scores de conditions d'existence et les caractéristiques socio-économiques des ménages, un modèle probit ordonné de la forme suivante a été estimé :

$$y_i^* = \beta x_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

où  $\beta$  est le même vecteur des variables explicatives que précédemment. La variable dépendante  $y^*$  est cette fois-ci non observée. Ce qui est observé est :  $y = 0$  si  $y^* \leq 0$ ,  $y = 1$  si  $0 < y^* \leq \mu_1$ ,  $y = 2$  si  $\mu_1 < y^* \leq \mu_2$ , ...  $y = 16$  si  $\mu_{15} < y^*$ . Les  $\mu_i$  sont des paramètres inconnus estimés par le vecteur  $\beta$  (Greene, 1997). Encore une fois, les résultats obtenus se veulent avant tout descriptifs et précisent, toutes choses égales par ailleurs, l'association entre les caractéristiques socio-démographiques des ménages et la probabilité d'atteindre un niveau donné de score de conditions d'existence. Compte tenu de la non linéarité du modèle probit ordonné, les coefficients  $\beta$  estimés sont difficilement interprétables (cf. Tableau n°6). Afin de faciliter l'analyse, les probabilités ont été prédites pour trois niveaux de conditions d'existence à partir du modèle global (ensemble des enquêtes compilées) en faisant varier une variable tandis que les autres sont maintenues à leur moyenne. Pour certaines d'entre elles les probabilités sont présentées ci-dessous. Les seuils de scores retenus pour évaluer les situations

de faible carence (score égal à 3), de pauvreté (score égal à 8) et d'extrême pauvreté (score égal à 11) relèvent naturellement d'un choix partiellement subjectif de notre part. Néanmoins, des calculs effectués sur les moyennes des scores encadrant directement les seuils justifient ces choix dans la mesure où les probabilités prédites par le modèle sont peu sensibles autour des seuils retenus.

**Tableau n° 6: Déterminants des conditions d'existence, modèle probit ordonné**

	1985	1988	1992/93	1998	1985-1998
<b>Variable dépendante : Score de pauvreté en termes de conditions d'existence</b>					
<b>Variabiles explicatives</b>					
<b>Abidjan (=1)</b>	-0.567 **	-0.971 **	-0.462 **	-0.406 **	-0.485 **
<b>Chef de ménage Homme (=1)</b>	0.609 **	0.600 **	0.360 **	0.349 **	0.386 **
<b>Age du chef de ménage</b>	-0.003	-0.008	0.008	-0.022 *	-0.003
<b>(Age du chef de ménage)<sup>2</sup>/100</b>	-0.002	0.014	-0.010	0.015	0.000
<b>Chef de ménage immigré (=1)</b>	0.056	-0.194 **	0.019	0.040	0.038
<b>Chef de ménage ivoirien (=1)</b>	-0.280 **	-0.031	-0.237 **	-0.245 **	-0.229 **
<b>Education du chef de ménage</b>					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	-0.980 **	-0.694 **	-0.707 **	-0.768 **	-0.733 **
- niveaux secondaire et sup.	-1.824 **	-1.421 **	-1.572 **	-1.503 **	-1.563 **
<b>Education du conjoint</b>					
- sans éducation	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- niveau primaire	-0.448 **	-0.618 **	-0.448 **	-0.469 **	-0.459 **
- niveaux secondaire et sup.	-0.983 **	-0.985 **	-0.931 **	-0.999 **	-0.946 **
<b>Activité du chef du ménage</b>					
- indépendante agricole ou non agricole.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- inactif ou chômeur	-0.077	-0.690 **	-0.205 **	-0.225 **	-0.229 **
- salarié du secteur public	-0.384 **	-0.470 **	-0.521 **	-0.707 **	-0.537 **
- salarié du secteur privé	-0.114	-0.220 **	-0.099 **	-0.222 **	-0.133 **
<b>Type du ménage</b>					
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.	Ref.
- Famille monoparentale	0.146	0.131	0.090	0.142	0.111 *
- Famille polygame	-0.272 *	0.081	-0.022	0.184 **	-0.018
<b>Composition du ménage</b>					
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	0.173 **	0.191 **	0.138 **	0.212 **	0.144 **
- (nombre d'enfants 0 à 5 ans) <sup>2</sup>	-0.021 *	-0.036 **	-0.018 **	-0.040 **	-0.018 **
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	-0.023	-0.053	-0.001	-0.040	-0.016
- (nombre d'enfants 6 à 14 ans) <sup>2</sup>	0.004	0.000	-0.004 **	0.000	-0.002
- nombre d'adultes Hommes	-0.112	-0.289 **	-0.154 **	-0.086 **	-0.142 **
- (nombre d'adultes Hommes) <sup>2</sup>	0.006	0.044 **	0.011 **	0.006	0.011 **
- nombre d'adultes Femmes	0.156 **	0.163 *	0.014	0.014	0.024
- (nombre d'adultes Femmes) <sup>2</sup>	-0.015 **	-0.031 **	-0.010 **	-0.007	-0.009 **
- nombre de personnes 65 ans et plus	0.190	0.163	0.210 *	-0.083	0.122
- (nombre de personnes 65 ans et plus) <sup>2</sup>	-0.020	-0.029	-0.053	-0.020	-0.020
<b>Année</b>					
- 1998					Ref.
- 1985					-0.231 **
- 1988					-0.161 **
- 1993					0.204 **
Pseudo R <sup>2</sup>	0.166	0.167	0.127	0.121	0.135
Pouvoir explicatif du modèle (en %)					
Score exact	22.1	23.6	17.4	18.8	17.3
Score exact + ou - 2	75.0	75.0	70.4	69.6	71.0
Nombre d'observations	670	732	5,359	1,913	8,672

\* significatif au seuil de 10% ; \*\* significatif au seuil de 5%.

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

La pauvreté des conditions de vie est fortement liée à la localité de résidence du ménage, quelle que soit l'année considérée : le fait d'habiter à Abidjan accroît la probabilité d'avoir un score faible, c'est-à-dire d'avoir des conditions d'existence acceptables. En concordance avec l'approche monétaire précédente, les ménages dont le chef est un homme sont plus susceptibles d'avoir de médiocres conditions de vie comparés à ceux qui sont dirigés par une femme. Le différentiel dû à la nationalité s'accroît lorsque le score de pauvreté est élevé, c'est-à-dire que les Africains non ivoiriens ont une probabilité nettement plus forte de vivre dans de mauvaises conditions que les Ivoiriens (probabilité de 9.1% contre 6.8% respectivement pour un score de 11 correspondant, selon notre définition, à une pauvreté extrême des conditions d'existence, cf. Tableau n°7).

**Tableau n° 7: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la nationalité et le lieu d'habitation**

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
<b>Ecart selon la nationalité du chef de ménage</b>			
chef de ménage de nat. ivoirienne	3.8	16.7	6.8
chef de ménage de nat. étrangère	2.5	16.7	9.1
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.3	0.0	-2.3
<b>Abidjan</b>			
chef de ménage de nat. ivoirienne	6.0	15.4	4.2
chef de ménage de nat. étrangère	4.3	16.5	6.0
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.7	-1.1	-1.8
<b>Autres villes</b>			
chef de ménage de nat. ivoirienne	2.8	16.8	8.6
chef de ménage de nat. étrangère	1.8	16.2	11.1
différence (Ivoiriens/ étrangers)	1.0	0.6	-2.5

*Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.*

En revanche, l'âge du chef de ménage ainsi que le statut de migrant n'ont pas d'influence significative sur la pauvreté d'existence (cf. Tableau n°6). Un niveau élevé d'éducation du chef du ménage réduit fortement la probabilité d'être pauvre en termes de conditions d'existence (cf. Tableau n°8). L'influence du niveau scolaire du conjoint va dans le même sens avec cependant une moindre incidence sur les scores de conditions d'existence. L'effet positif de la scolarité du chef de ménage et de son conjoint sur la probabilité d'avoir des conditions d'existence plutôt favorables s'accroît avec les niveaux plus élevés de scolarité atteinte.

**Tableau n° 8: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon le niveau d'éducation du chef de ménage**

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
<b>Chef de ménage sans éducation</b>			
chef de ménage sans éducation	1.4	15.4	12.6
autres	11.0	10.5	1.4
différence (sans éducation autre)	-9.6	4.9	11.2
<b>Chef de ménage niveau primaire</b>			
chef de ménage niveau primaire	5.2	16.1	5.0
autres	1.4	15.4	12.6
différence (niveau primaire autre)	3.8	0.7	-7.6
<b>Chef de ménage niveau secondaire et supérieur</b>			
chef de ménage niveau sec. et sup.	12.4	8.9	0.9
autres	1.4	15.4	12.6
différence (sec et sup. /autres)	11.0	-6.5	-11.7

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

L'évolution des probabilités prédites année par année (non présentées dans les tableaux) met en évidence une rupture en 1993 concernant les effets de l'éducation. Jusqu'en 1993, un chef de ménage de niveau primaire voit sa probabilité d'avoir de bonnes conditions de vie (score égal à 3) diminuer de 14.7% en 1985 à 6.5% en 1993. Après 1993, un redressement semble s'opérer, mais la probabilité n'atteint pas son niveau de 1985. De manière symétrique, la probabilité d'avoir de très mauvaises conditions de vie (score égal à 11) croît jusqu'en 1993 puis entame une baisse, sans pour autant retrouver son niveau de 1985. La même évolution peut être constatée pour les chefs de ménages qui ont atteint un niveau éducatif secondaire ou supérieur.

**Tableau n° 9: Probabilités prédites par le modèle probit ordonné "global" de différents scores de pauvreté non monétaire selon la catégorie socioprofessionnelle du chef de ménage.**

(en %)	faible carence (score 3)	"pauvreté simple" (score 8)	"extrême pauvreté" (score 11)
<b>Chef de ménage salarié dans le public</b>			
chef de ménage salarié public	6.6	15.0	3.7
chef de ménage autre	2.9	16.8	8.4
différence (salarié public/autre)	3.7	-1.8	-4.7
<b>Chef de ménage salarié dans le privé</b>			
chef de ménage salarié privé	3.4	16.8	7.4
chef de ménage autre	2.7	16.8	8.8
différence (salarié privé/autre)	0.7	0.0	-1.4
<b>Chef de ménage indépendant</b>			
chef de ménage indépendant	2.6	16.8	9.1
chef de ménage autre	3.9	16.7	6.5
différence (indépendant/autre)	-1.3	0.1	2.6
<b>Chef de ménage inactif ou chômeur</b>			
chef de ménage inactif ou chômeur	3.8	16.7	6.7
chef de ménage autre	2.6	16.8	9.1
différence (inactif chômeur/autre)	1.2	-0.1	-2.4

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

Les chefs de ménages indépendants – ayant une activité agricole ou non – qui représentent 42 % des ménages dans l'échantillon compilé, ont un risque plus fort par rapport à la pauvreté d'existence que toutes les autres catégories professionnelles. Leur probabilité d'être extrêmement pauvre est de 9.1% tandis qu'elle atteint seulement 7.4% lorsque le chef de ménage est salarié du secteur privé (cf. Tableau n° 9). Aussi, même lorsque le chef de ménage est chômeur ou inactif, sa situation semble meilleure par rapport au fait d'exercer une activité indépendante. Néanmoins, il est clair que le chef de ménage n'est pas nécessairement le principal pourvoyeur de revenu du ménage. Ce sont les ménages dont le chef travaille dans le secteur public qui se révèlent être les mieux protégés de la pauvreté d'existence avec une probabilité d'être extrêmement pauvre de seulement 3,7% sur le modèle global. Bien que les salariés du secteur public restent mieux protégés de la pauvreté d'existence que toutes les autres catégories professionnelles, leur probabilité de tomber en état de pauvreté (score égal à 8) augmente de 10.8% en 1985 à 15.2% en 1993, puis redescend en 1998 à un niveau de 12.9%. Les salariés du secteur privé –formel et informel– ont une probabilité d'être extrêmement pauvres qui diminue sur la période de 12% en 1985 à 4.1% en 1998.

Le type de ménage n'a qu'un effet faible et peu significatif sur les scores de pauvreté. De même, la pauvreté d'existence ne semble pas être fortement liée à la composition du ménage. La présence d'un nombre croissant d'enfants dans le ménage accentue les probabilités d'être pauvre ou extrêmement pauvre en termes de conditions d'existence. La présence d'un nombre croissant d'adultes dans le ménage tend à diminuer le risque de vivre dans des conditions de vie mauvaises et/ou inacceptables, alors qu'un nombre croissant de femmes adultes tend à accroître ce risque. Cependant, les coefficients ne sont pas significatifs pour toutes les années. Comme nous l'avons déjà mentionné, une comparaison des niveaux de bien-être de ménages de composition différente pose de sérieux problèmes.

### III-2-3 Résumé des analyses économétriques

Les analyses économétriques menées montrent que les ménages pauvres, monétairement et en termes de conditions d'existence, peuvent être très similaires au regard des variables observables. L'éducation du chef de ménage est identifiée comme une des variables clés du niveau de vie des ménages. Les résultats confirment également l'observation précédente selon laquelle le statut socio économique du chef de ménage est un important corrélât du bien-être. Par exemple, toutes choses égales par ailleurs, les ménages dont le chef travaille dans le

secteur public ont un niveau de bien-être supérieur à ceux dont le chef travaille dans le secteur privé. Le degré et le risque de pauvreté semblent moins élevés pour les ménages ivoiriens qui habitent à Abidjan. Les ménages dirigés par un homme sont moins riches que ceux dirigés par une femme. Par contre, l'influence de la composition du ménage semble être moins pertinente concernant l'explication de la pauvreté d'existence par rapport à la pauvreté monétaire. Les évolutions des effets relatifs de différentes variables sont très similaires pour les deux formes de pauvreté appréhendées. Il n'en demeure pas moins qu'en dehors des variables observables, des variables inobservables peuvent influencer les niveaux de vie monétaires et les conditions d'existence. Par exemple, les variables observables dans les régressions des dépenses des ménages expliquent seulement entre 48% et 53% de la totalité de la variance des dépenses entre ménages. Ceci implique que même si les paramètres estimés sur les variables observées par les deux régressions suivent la même dynamique, cela pourrait ne pas être le cas pour les paramètres inconnus des variables inobservables. De plus, les variables inobservables pertinentes peuvent ne pas être les mêmes pour les deux variables dépendantes. Cela implique que si la dynamique de la distribution de ces deux types de variables inobservables - celles correspondant aux dépenses des ménages et celles correspondant au score de conditions d'existence - est différente, la dynamique des variables dépendantes pourrait également être différente. En d'autres termes, les pauvres en termes monétaires et les pauvres en termes de conditions d'existence peuvent être semblables au regard des variables observables, mais différents au regard des variables inobservables.

#### ***SECTION IV Quelques éléments pour comprendre la dynamique du bien-être de la population urbaine ivoirienne depuis les années 1980.***

Comme les courbes de Kernel l'ont déjà montré, les évolutions des dépenses moyennes de consommation sont cohérentes avec l'aggravation de la pauvreté en milieu urbain de 1985 à 1993. Les dépenses par tête y ont baissé en moyenne de 8.2% par an, ce qui correspond à une chute de 50% sur les 8 années. En zones rurales, la baisse semble avoir été moins importante, les dépenses par tête ayant baissé de 7.3% par an<sup>14</sup> (suivant nos propres calculs à partir du Tableau 3 de Jones et Ye, 1997). Néanmoins, la pauvreté rurale a augmenté dans les années 1980 et dans la première moitié des années 1990, et reste toujours supérieure à celle des zones

---

<sup>14</sup> Néanmoins, il existe des disparités au sein des zones rurales : les dépenses par tête ont baissé de 5.8% en Forêt Est, de 10.2% en Forêt Ouest et de 6.2% dans la zone de Savane.



urbaines. La pauvreté au niveau national a plus que triplé sur la même période. Jones et Ye (1997) montrent que la contribution des zones urbaines à l'incidence de pauvreté nationale a augmenté de plus de 53% entre 1985 et 1993. Tandis que les ménages urbains en dehors d'Abidjan ont bénéficié rapidement du retour de la croissance après la dévaluation du Franc CFA, les ménages abidjanais n'en ont bénéficié qu'après 1996 (DIAL, 2000). La faible augmentation des dépenses des ménages urbains, cependant, n'a pas permis de retrouver le niveau de dépenses du milieu des années 1980. Plus précisément, les dépenses moyennes par ménage urbain ont été divisées par 2 entre 1985 et 1998. En zones rurales, le niveau de dépenses moyen a baissé dans une moindre mesure : le niveau de dépenses de 1998 représentait au moins 70% du niveau de 1985. La pauvreté a baissé notablement de 36% en 1993 à 27% en 1998 au seuil de 1 \$US par tête et par jour, et de 71% à 59% au seuil de 2 \$US (Grimm, 2001)<sup>15</sup>. Ainsi, on constate une forte réduction du différentiel de niveau de vie entre zones rurales et urbaines due à la chute spectaculaire des revenus urbains et à l'augmentation des revenus ruraux depuis 1994.

Les données d'enquêtes montrent que, sur la période 1985-1995, les salaires mensuels réels moyens chutent de 44% pour les fonctionnaires d'Abidjan, de 56% pour ceux des autres centres urbains<sup>16</sup> et de 52% et 64% respectivement pour les salariés privés d'Abidjan et des autres villes<sup>17</sup>. Au-delà du fait que la tendance des dépenses observée dans les données d'enquête entre 1985 et 1998 est confirmée par l'évolution des dépenses par tête des données de Comptes Nationaux, l'examen de l'évolution du PIB et de ses composants ainsi que la considération de politiques macroéconomiques sont instructifs. Une importante réduction des dépenses publiques courantes a eu lieu depuis 1988. Par exemple, les dépenses publiques primaires courantes en pourcentage du PIB ont baissé du niveau de 27.2% en 1988 à 18.2% en 1993 puis à 12.7% en 1998 (Cogneau et Mesplé-Somps, 2001).

<sup>15</sup> Cette étude s'appuie sur les revenus et non les dépenses pour le calcul des taux de pauvreté.

<sup>16</sup> Malheureusement, aucune des enquêtes n'est identique concernant les renseignements sur le statut d'occupation et les secteurs d'activité des personnes. Nous n'avons donc pu trouver un critère identique à toutes les enquêtes pour distinguer les activités informelles des activités formelles. De plus, l'enquête EP de 1993 ne collecte les revenus que pour les deux principaux pourvoyeurs de revenus du ménage, alors que les autres enquêtes le font pour tous les membres. Ainsi, les salaires des jeunes personnes peuvent être absents, ce qui entraîne un biais à la hausse dans le calcul des salaires moyens en 1993. Nous avons finalement choisi de retenir une désagrégation de la population active assez simple et de n'examiner que les évolutions des salaires moyens publics et privés, sans distinction entre activités formelles et informelles.

<sup>17</sup> Ces fortes baisses sont de même ampleur que celle du salaire minimum réel et du salaire moyens public réel calculés à partir des données des budgets nationaux.

Ces faits montrent à quel point le rétablissement de l'équilibre des finances publiques a affecté le niveau de vie des classes les plus favorisées, c'est à dire les fonctionnaires et les salariés du secteur moderne. De plus, dès le début des années 1980, la politique de subvention au logement des classes moyennes a été arrêtée et les rémunérations des fonctionnaires bloquées. A partir de 1985, les embauches dans la fonction publique au sortir de l'école ont été réduites de moitié. Dans le même temps, le nombre de bourses pour l'enseignement supérieur et secondaire a été réduit et une politique de départs volontaires à la retraite a été instaurée. Les prix des services publics, tel que l'électricité, l'eau ou les transports en commun ont été valorisés de 25% tandis que les prix des produits alimentaires en milieu urbain ont augmenté alors que le salaire minimum n'a pas été indexé sur l'inflation<sup>18</sup>. Enfin, un nouveau code du travail a été mis en place, allégeant les procédures d'embauche et de licenciement. Parallèlement, les entreprises privées ont souffert des arriérés de paiements de l'Etat, de la baisse du niveau général d'absorption et de pertes de compétitivité.

Comme le mentionnent Jones et Ye (1997), il est assez difficile de comprendre ce qui s'est passé en zones rurales dans la mesure où l'évolution de la production agricole à l'exportation constatée sur les données d'enquête et celle dérivée de la CSSPPA (Caisse de Stabilisation et de Soutien des Prix des Produits Agricoles) ne sont pas cohérentes<sup>19</sup>. Néanmoins, les prix réels des biens alimentaires de base ont baissé de 20% à 30% entre 1988 et 1993. Le prix réel au producteur du cacao a été divisé par 2 en juillet 1989, tandis que le prix réel au producteur de café a été divisé par 2 en 1985 et à nouveau en 1990 (Jones et Ye, 1997).

Parmi les principales explications de la reprise qui a débuté à partir de 1994, on peut mentionner la dévaluation, mais aussi l'évolution favorable des cours des matières premières, des productions de café et de cacao records, un retour de l'aide et des arrivées de capitaux privés du fait des privatisations. La hausse des investissements privés constatée dans les comptes nationaux est, par exemple, due essentiellement à ce dernier facteur (IMF, 2000). La plupart des éléments de reprise ont joué en faveur du secteur rural. Cela peut expliquer

---

<sup>18</sup> Le salaire minimum est passé de 192 Franc CFA à l'heure à 210 Franc CFA entre 1982 et 1994. Il n'a pas été modifié depuis 1994 (IMF, 2000).

<sup>19</sup> A lors que les données d'enquête suggèrent une très forte baisse des ventes par tête des producteurs de cacao durant la seconde moitié des années 1980, les données de la CSSPPA sur la production ne corroborent pas complètement cette observation. Les données d'enquêtes pourraient ainsi surestimer la pauvreté en milieu rural, particulièrement dans la région Forêt Ouest.

pourquoi la situation générale des consommateurs urbains ne s'est améliorée que modestement.

Le fait que la pauvreté monétaire baisse seulement faiblement après 1993, alors que les niveaux de vie mesurés par les conditions d'existence se sont améliorés significativement, peut être expliquée en partie par l'activité dans le secteur de la construction et les investissements publics en infrastructures. Par exemple, l'investissement public dans les infrastructures a augmenté de 3.1% du PIB en 1993 à 6.9% en 1998 (IMF, 2000) et cela peut avoir eu un impact favorable sur les conditions de vie des ménages urbains (accès à l'électricité, à l'eau potable etc.). En effet, la proportion des ménages connectés au réseau électrique et à l'eau courante et celle des ménages utilisant du gaz pour cuisiner a crû considérablement.

## ***CONCLUSION***

Dans ce chapitre, nous avons analysé l'évolution de la pauvreté en Côte d'Ivoire depuis 1985 en s'attachant à rendre compte de plusieurs dimensions de la pauvreté. Nous avons vérifié la robustesse des tendances observées par des techniques de la dominance et nous avons estimé de manière économétrique les caractéristiques des différentes formes de pauvreté. Ce travail a mis en évidence une tendance lourde d'aggravation de la pauvreté en milieu urbain en Côte d'Ivoire entre 1985 et 1993, puis un fléchissement du phénomène dans les centres urbains secondaires alors que la pauvreté a continué à augmenter à Abidjan. La confrontation de cette approche avec une appréhension du phénomène fondée sur les conditions d'existence a révélé une tendance quelque peu différente. Tout d'abord, l'ampleur de l'augmentation de la pauvreté en termes de conditions d'existence entre 1985 et 1993 a été bien moindre. D'autre part, l'année 1998 marque le début d'une évolution positive. Les conditions d'existence des ménages urbains ont progressé, à la fois à Abidjan et dans les autres villes, sans pour autant permettre de dépasser les niveaux atteints durant les années 1980.

Alors que l'importance du caractère multidimensionnel de la pauvreté dans les pays en développement comme dans les pays développés a déjà été mise en évidence par des analyses statiques, cette étude montre que la pauvreté des conditions d'existence peut adopter une dynamique différente de celle de la pauvreté monétaire. Il n'en demeure pas moins que cette

analyse a permis de dégager plusieurs traits communs aux deux approches. Les ménages dirigés par un homme sont moins riches et vivent dans de plus mauvaises conditions que ceux dirigés par une femme. Même si les personnes les moins éduquées restent les plus susceptibles d'être pauvres, chaque niveau d'éducation (primaire, secondaire ou supérieur) était, à la fin des années 1990, associé à un plus fort risque de pauvreté qu'auparavant. Ainsi, même les individus fortement éduqués étaient caractérisés par une incidence de pauvreté non négligeable en 1998. Cependant, même si les pauvres en termes monétaires et au regard des conditions d'existence peuvent être caractérisés par des variables observables communes, ils peuvent être distingués par des variables inobservables. Ce dernier point peut expliquer pourquoi les deux formes de pauvreté suivent une évolution différente. Cette divergence peut être également expliquée par le caractère par nature plus inerte de notre indicateur de conditions d'existence qui intègre des éléments de capacités des ménages moins fluctuants que leurs niveaux de dépenses courantes. D'un autre côté, l'approvisionnement et l'accessibilité des services publics qui ne sont pas strictement imputables aux conditions financières des ménages ou à leurs caractéristiques individuelles sont également pris en compte dans l'indicateur synthétique de conditions d'existence.

Bien que certains facteurs responsables de la reprise économique soient liés à une augmentation des activités dans le secteur moderne, la situation globale des consommateurs urbains ne s'est améliorée que partiellement. En effet, la dévaluation et le boom des prix mondiaux du cacao et plus encore du café ont principalement favorisé le secteur rural, particulièrement les producteurs de produits à l'exportation et les travailleurs agricoles. Les mesures de stabilisation réelle engagées durant les années 1980 et le milieu des années 1990, de même que la hausse des prix intérieurs consécutive à la dévaluation, ont néanmoins indéniablement touché de manière directe les salariés urbains, fonctionnaires et employés du secteur privé moderne. Entre 1985 et 1998, les salaires publics réels ont été divisés par deux et le salaire minimum a suivi cette tendance à la baisse. L'incidence de la pauvreté chez les salariés a été multipliée par dix entre 1985 et 1998 à Abidjan, par cinq dans les autres centres urbains ivoiriens. Toutes les catégories de ménages ont vu leur pouvoir d'achat régresser. Toutefois, les salariés publics sont restés les plus protégés de la pauvreté.

La situation économique et politique récente en Côte d'Ivoire n'apparaît pas favorable à une plus forte réduction des niveaux de pauvreté. Malgré le succès macroéconomique des

programmes de stabilisation entre 1994 et 1998, les ressources publiques restent limitées pour favoriser la croissance économique et les politiques redistributives. En effet, elles restent toujours tributaires, d'une part, des aléas des cours des matières premières et, d'autre part, d'un insuffisant développement du système fiscal qui n'est pas suffisamment réactif aux variations positives de la croissance.

Depuis 1998 la croissance a ralenti, en partie en raison de mauvaises conditions climatiques, et le PIB par tête a stagné et même diminué en 1999 et en 2000. Le processus d'ajustement structurel a été retardé. L'économie ivoirienne a été également affectée par une forte détérioration des termes de l'échange due à une importante baisse des prix des principales matières premières : les prix du cacao étaient durant l'été 2000 inférieurs de 40% par rapport à leur niveau de la fin de l'année 1998 (IMF, 2000). De plus, l'instabilité politique depuis les événements de décembre 1999 et le gel consécutif de l'aide internationale ont découragé et retardé les investissements privés, suggérant que l'économie ivoirienne fait face aujourd'hui à une crise d'ampleur comparable à celle de la fin des années 1980. Par ailleurs, bien que certains indicateurs de capacités des ménages tels que le niveau d'éducation aient connu des tendances de long terme positives, il semble qu'ils aient constitué un levier insuffisant pour la croissance. En effet, leurs niveaux sont encore trop bas (cf. Tableau n°15) et ils ne constituent pas une garantie pour bénéficier de bonnes conditions de vie ou d'un revenu suffisant, même s'ils en sont un important déterminant. Si la croissance est une condition nécessaire à l'amélioration du niveau de vie des populations, il apparaît clairement qu'elle n'est pas suffisante pour réduire la pauvreté. Des phénomènes d'hystérésis peuvent expliquer que, malgré la reprise économique, une large part de la population vit toujours dans une situation de pauvreté préoccupante.

**BIBLIOGRAPHIE**

Atkinson A., F. Bourguignon (1987), Income Distribution and Differences in Needs, in *Arrow and the Foundation of the Theory of Economic Policy*, G.F. Feiwel, ed., MacMillan, Londres.

Berthélemy, J.-C., F. Bourguignon (1996), Growth and crisis in Cote d'Ivoire. Washington, D.C., *World Bank*, 240 p.

Bourguignon F., de Melo J., Suwa-Eisenmann A. (1995), Dévaluation et compétitivité en Côte d'Ivoire, *Revue Economique*, May, pp739-749.

Calipel S., Guillaumont Jeanneney S. (1996), Dévaluation, chocs externes et politique économique en Côte d'Ivoire. Analyse de leurs effets respectifs à partir d'un modèle d'équilibre général calculable, *Revue d'Economie du Développement*, vol. n°3, pp66-94.

Cogneau D., Collange G. (1998), Les effets à moyen terme de la dévaluation des francs CFA : une comparaison Cameroun- Côte d'Ivoire, *Revue d'Economie du Développement*, vol. n°3-4, pp125-147.

Cogneau D., S. Mesplé-Somps (2001), La Côte d'Ivoire, in L'Afrique émergente, J.C. Berthélemy et L. Söderling ed., *Centre de Développement*, OCDE, Paris.

Deaton A. (1997), The Analysis of Household Surveys. A microeconomic Approach to Development Policy, Baltimore, London : *John Hopkins University Press*.

Deaton A., Zaidi S. (1999), Guidelines for Constructing Consumption Aggregates for Welfare Analysis, *Working Paper Research Program in Development Studies n°192*, Princeton University.

DIAL (2000), Etude de la pauvreté urbaine en Afrique de l'Ouest : Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal, *Rapport préparé pour la Banque Mondiale*, DIAL, Paris, 360 p.

Foster, J., Greer, J., Thorbecke, E. (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures, *Econometrica*, vol. 52, n°3, 761 – 766.

Glewwe, P. (1991), Investigating the Determinants of Household Welfare in the Côte d'Ivoire. *Journal of Development Economics*, vol. 35, n°2, pp307-337.

Greene, W.H. (1997), *Econometric Analysis. Upper Saddle River: Prentice Hall.*

Grimm M. (2001), A Decomposition of inequality and poverty changes in the context of macroeconomic adjustment. A microsimulation study for Côte d'Ivoire, United Nations University, WIDER Discussion paper No. 2001/91, Helsinki, UNU/WIDER.

Grootaert C. (1993), The evolution of welfare and poverty under structural change and economic recession in Côte d'Ivoire, 1985-88, Policy Research Working Paper n°1078, *World Bank*, Washington D.C.

Grootaert, C. (1994), Poverty and Basic Need Fulfilment in Africa During Structural Change: Evidence from Côte d'Ivoire. *World Development*, vol. 22, n°10, pp1521-1534.

Grootaert C. (1995), Structural change and poverty in Africa: a decomposition analysis for Côte d'Ivoire, *Journal of Development Economics*, vol. 47, pp375-401.

Grootaert C. (1996), Analyzing poverty and policy reform – The experience of Côte d'Ivoire, *London: Arebury Press*.

Grootaert, C. (1997), The determinants of Poverty in Côte d'Ivoire in the 1980s. *Journal of African Economies*, vol. 6, n°2, pp169-196.

Grootaert C., Kanbur R. (1994), A new regional price index for Côte d'Ivoire using data from the International Comparison Project, *Journal of African Economies*, vol.3, n°1, pp114-141.

Grootaert C., Kanbur R. (1995), The lucky few amidst economic decline. Distributional Change in Côte d'Ivoire as seen through panel data sets, 1985-88, *Journal of Development Studies*, vol. 31, n°4, pp603-619.

Grootaert C., Kanbur R., Oh G.-T. (1995), The dynamics of poverty: why some people escape from poverty and others don't, An African case study, *Mimeo, World Bank*, Washington D.C.

Haddad L., Ruel M.T., Garrett J.L. (1999), Are urban poverty and under-nutrition growing? Some newly assembled evidence, *World Development*, vol.27, n°11, pp1891-1904.

IMF (2000), Côte d'Ivoire: Selected Issues and Statistical Appendix. *IMF Staff Country Report n°00/107*, IMF, Washington D.C.

Jones, C., X. Ye (1997), Issues in Comparing Poverty Trends Over Time in Côte d'Ivoire. *Policy Research Working Paper 1711*, *World Bank*, Washington D.C.

Kakwani N. (1993), Poverty and Economic Growth with Application to Côte d'Ivoire, *Review of Income and Wealth*, vol.37, n°2, pp121-139.

Klasen, S. (2000), Measuring Poverty and Deprivation in South Africa. *Review of Income and Wealth*, vol.46, n°1, pp33-58.

Lollivier, S., Verger D. (1997), Pauvreté d'existence, monétaire ou subjective sont distinctes. *Economie et Statistiques*, n°308-309-310, pp113-142.

Lollivier, S., Verger D. (1999), Pauvretés d'existence, monétaire et subjective. Facteurs de persistance et corrélations sur données de panel. *Revue Economique*, vol.50, n°3, pp431-450.

Moser C.O.N., Herbert A.J., Makonnen R.E. (1993), Urban poverty in the context of structural adjustment. Recent evidence and policy responses, TWU Discussion Paper No. 4, *World Bank*, Washington D.C.

Ravallion, M. (1998), Poverty Lines in Theory and in Practice. LSMS Working Paper No. 133, *World Bank*, Washington D.C.

Ravallion M. (2001), On the urbanization of poverty, *Mimeo*, *World Bank*, Washington D.C.

Razafindrakoto M., Roubaud F. (2000), The multiple facets of poverty in a developing country. The case of the Malagasy capital, Paper presented at « International Comparisons of Poverty », INSEE/EUROSTAT/SUSR conference, Bratislava, May.

Sen, A. (1985), *Commodities and Capabilities*. Amsterdam : North Holland.

Sen, A. (1993), Capability and well-being. In *The Quality of Life*, Nussbaum and Sen eds., Oxford : Clarendon Press.

World Bank (1997), Poverty in Côte d'Ivoire. A framework for action, Report No. 15640-IVC, *World Bank*, Washington D.C.

World Bank (2000a), World Development Indicators. CD ROM, *World Bank*, Washington D.C.

World Bank (2000b), World Development Report 2000/2001: Attacking Poverty. *World Bank*, Washington D.C.



### **Annexe A : Limites concernant la comparabilité des enquêtes et ajustements effectués**

La stratification des différentes enquêtes est la suivante : sont distinguées trois zones rurales (Forêt Est, Forêt Ouest et Savane) et deux zones urbaines (Abidjan et Autres villes). Cependant, la définition de la strate « Autres villes » n'est pas constante dans le temps. Les villes qui y sont incluses ne sont pas les mêmes dans toutes les enquêtes. Leur taille varie de 5000 habitants à plus de 400000 (Bouaké). La variation de la taille moyenne (75000 habitants en 1985, 58000 en 1988, 41000 en 1993 et 60000 en 1998) suggère que le processus d'urbanisation n'a pas été correctement appréhendé par les enquêtes. En l'absence d'information plus fiable concernant le processus d'urbanisation entre les différentes enquêtes, il n'a pas été possible de repondérer les échantillons de sorte que cette strate devienne parfaitement comparable dans le temps.

La désagrégation des dépenses dans les différentes enquêtes est par contre très similaire. La définition des dépenses retenue est conduite par la volonté d'appréhender leur dimension courante. Dès lors, sont exclus de l'agrégat retenu les investissements tels que les achats de logements et de terrains, les dépenses en biens durables comme les téléviseurs, les caméras, les radios, les climatiseurs, les moyens de transport privés. De même, les transferts ne sont pas pris en compte en raison de l'absence d'informations dans certaines enquêtes. De plus, l'autoconsommation ne fait pas partie de l'agrégat de dépenses dans la mesure où elle a un faible poids dans les dépenses totales des zones urbaines et peut être d'une certaine manière considérée comme négligeable. Des loyers fictifs ont été imputés aux propriétaires de leur logement. Ces loyers sont dérivés d'une estimation économétrique sur le sous-échantillon des locataires par un modèle tobit usuel pour corriger des biais potentiels de sélection.

Les problèmes d'harmonisation entre enquêtes concernent essentiellement la manière dont les dépenses alimentaires ont été collectées et la période de collecte des données considérée. Les questionnaires permettent d'avoir recours à au moins deux méthodes de calcul (cf. Jones et Ye, 1997) : (i) une estimation annualisée à partir des données collectées sur deux semaines (« *two week annualized estimate* ») pour les enquêtes LSMS et une estimation annualisée à partir des données collectées sur une semaine (« *one week annualized estimate* ») pour les autres enquêtes, qui consistent respectivement à multiplier par 26 et 52.1 les achats alimentaires des ménages renseignés sur une période de deux semaines ou d'une seule

semaine précédant l'enquête ; (ii) une estimation annuelle « normative » (*normative annual estimate*) qui consiste à annualiser deux types de réponses : le nombre de mois durant lequel le ménage a consommé un bien spécifique et le montant moyen qu'il a dépensé durant chacun des mois pour ce bien. A l'instar de Jones et Ye (1997), la méthode retenue consiste en une moyenne de ces deux méthodes. Plus précisément, les dépenses alimentaires annuelles calculées représentent 12 fois la moyenne arithmétique des dépenses alimentaires déclarées durant les 15 derniers jours (multipliées par 2) ou la semaine (multipliées par 4.29) précédant l'enquête et les dépenses déclarées mensuellement. Pour tous les autres biens, les dépenses ont été annualisées en multipliant chaque déclaration par le coefficient d'annualisation correspondant.

En tout état de cause, la robustesse des résultats a été éprouvée en estimant l'incidence de pauvreté par les différentes méthodes de calcul des dépenses alimentaires. La différence maximum entre les incidences de pauvreté pour une année donnée n'excède pas 3 points de pourcentage. De plus, dans certains cas le classement des incidences par année dépend de la méthode retenue. A Abidjan entre 1993 et 1995, par exemple, une période durant laquelle la pauvreté varie fortement, la tendance n'est pas inversée lorsque la méthode change. Cependant, dans les cas où les variations de l'incidence de pauvreté entre deux périodes sont très petites, comme c'est le cas dans la strate « Autres villes », la méthode de calcul peut changer la tendance et une conclusion claire ne peut se dégager. La méthode de calcul retenue mène en moyenne à des résultats situés entre les cas extrêmes. Il n'en reste pas moins que concernant le fort accroissement de la pauvreté entre 1985 et 1998, le choix de la méthode ne semble pas déterminant puisque chacune d'entre elles détermine la même tendance globale.

Un autre aspect important concerne la procédure de collecte et l'impact des variations saisonnières dans la déclaration des dépenses alimentaires. Ce point est particulièrement important pour les enquêtes EP et ENV pour lesquelles les interviews sont menées sur une période de 3 à 6 mois. Pour comparaison, les interviews des enquêtes LSMS ont lieu tout au long de l'année. Afin de tester l'influence des variations saisonnières, des variables indicatrices saisonnières ont été introduites dans les régressions sur le logarithme des dépenses par tête en plus des caractéristiques des ménages. Aucune de ces indicatrices ne s'est avérée significative, ce qui a motivé la décision de ne pas tenir compte des variations saisonnières des dépenses des ménages.

Enfin, pour tenir compte des différentiels de prix entre Abidjan et les autres villes, les coefficients de prix régionaux construits par Grootaert et Kanbur (1994) et révisés par l'Institut National de la Statistique de Côte d'Ivoire (cf. Jones et Ye, 1997) ont été utilisés. Malheureusement, les données sur l'évolution de ces déflateurs régionaux entre 1988, 1993 et 1998 n'existent pas. Dès lors, nous avons fait l'hypothèse assez peu satisfaisante que le différentiel de prix entre Abidjan et les autres villes est resté constant dans le temps. Le tableau n°10 résume les principales caractéristiques des enquêtes sur les ménages utilisées dans ce travail.

**Tableau n°10 : Comparaison des différents échantillons des enquêtes utilisées**

Type d'enquête	Période de collecte	Taille de l'échantillon	Base d'échantillonnage	Procédure de collecte
LSMS <sup>a</sup>	2/1985-1/1986	National 1,588 ménages Abidjan: 333 Autres villes: 344	Recensement de 1975 révisé en 1983 (excepté pour Abidjan et Bouaké pour lesquelles la base est le recensement de 1979/1980).	2 visites par ménage séparées par 15 jours.
LSMS <sup>a</sup>	5/1988-4/1989	National 1,600 ménages Abidjan: 304 Autres villes: 429	Recensement de 1988.	2 visites par ménage séparées par 15 jours.
EP <sup>b</sup>	Abidjan:3/1992-4/1992 Autres zones: 6/1993 to 11/1993	National 9,600 ménages Abidjan: 2,482 Autres villes: 2,878	Recensement de 1988.	Une visite par ménage
EP <sup>b</sup>	4/1995-5/1995	National 1,200 ménages Abidjan: 266 Autres villes: 212	Recensement de 1988.	Une visite par ménage
ENV <sup>c</sup>	8/1998-12/1998	National 4,200 ménages Abidjan: 860 Autres villes: 1,060	Recensement de 1988.	Une visite par ménage

<sup>a</sup> LSMS: Living Standard Measurement Survey; <sup>b</sup> EP : Enquête Prioritaire; <sup>c</sup> ENV: *Enquête de Niveau de vie des ménages*.

**Annexe B : Tableaux statistiques**

**Tableau n° 11 : Analyse de la dominance de premier et second ordres**

Dominance de premier ordre (P0)					
<b>Abidjan</b>	<b>1985 – 88</b>	<b>1988 – 92/93</b>	<b>1992/93 – 95</b>	<b>1995 – 98</b>	<b>1993 – 98</b>
différenciation des courbes cumulées de dépenses <sup>a)</sup>	significative	significative	significative	significative	significative
nbre de croisements	3	pas de croisement	9	11	6
intervalle	[161 000 – 166 700]		[526 000 – 592 000]	[57 000 – 500 000]	[79 000 – 101 000]
	indéterminé ⇒ 161000 après 166700, P0(88)>P0(85)	P0(93)>P0(88)	P0(95)>P0(93) ⇒ 400 000 après 400 000, indéterminé	indéterminé ⇒ 60 000 de 60 000 à 400 000, P0(95)>P0(98) après 400 000, indéterminé	indéterminé ⇒ 150 000 de 150 000 à 300 000, P0(98)>P0(93) après 300 000, indéterminé
<b>Autres villes</b>					
différenciation des courbes cumulées de dépenses <sup>a)</sup>	significative	significative	significative	significative	significative
nbre de croisements	3	1	20	pas de croisement	20
intervalle	[108 000 – 116 500]	à 645 500	[28 000 – 113 000]		[448 000 – 612 000]
	indéterminé ⇒ 150000 après 150000, P0(88)>P0(85)	P0(93)>P0(88) ⇒ 600000 indéterminé ensuite	indéterminé ⇒ 350 000 après 350 000, P0(95)>P0(93)	indéterminé ⇒ 150 000 après 150 000 P0(95)>P0(98)	P0(93)>P0(98) ⇒ 200 000 indéterminé ensuite
Dominance de second ordre (P1, P2)					
<b>Abidjan</b>	<b>1985 – 88</b>	<b>1988 – 92/93</b>	<b>1992/93 – 95</b>	<b>1995 – 98</b>	<b>1993 – 98</b>
P1	indéterminé ⇒ 190 000 P1(88) > P1(85) ensuite	pas de croisement P1(93)>P1(88)	pas de croisement P1(95)>P1(93)	indéterminé ⇒ 60 000 de 60 000 à 400 000, P1(95)>P1(98) après 400 000,	pas de croisement P1(98)>P1(93)

indéterminé					
P2	indéterminé $\Rightarrow$ 200 000 P2(88) > P2(85) ensuite	pas de croisement P2(93)>P2(88)	pas de croisement P2(95)>P2(93)	indéterminé $\Rightarrow$ 60 000 P2(95)>P2(98) ensuite	pas de croisement indéterminé $\Rightarrow$ 200 000 P2(98)>P2(93) ensuite
<b>Autres villes</b>					
P1	indéterminé $\Rightarrow$ 140 000 P1(88) > P1(85) ensuite	pas de croisement P1(93)>P1(88)	indéterminé $\Rightarrow$ 350 000 P1(95) > P1(93) ensuite	indéterminé $\Rightarrow$ 150 000 après 150 000 P1(95)>P1(98)	pas de croisement P1(93)>P1(98)
P2	indéterminé $\Rightarrow$ 180 000 P2(88) > P2(85) ensuite	pas de croisement P2(93)>P2(88)	indéterminé $\Rightarrow$ 350 000 P2(95) > P2(93) ensuite	indéterminé $\Rightarrow$ 200 000 après 200 000 P2(95)>P2(98)	pas de croisement P1(93)>P1(98)

a) test de Kolmogorov.

*Sources* : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

**Tableau n° 12 : Composition des indicateurs de pauvreté non monétaire.**

n°	Composantes	Description	2	1	0
1	logement	- nombre de personnes par pièce	plus de 3 pers.	entre 3 et 1 pers.	<= à 1 personne.
2		- type de logement	banco.	cour commune	appart., maison, villa.
3	eau	type d'accès à l'eau	rivière, pompe	robinet commun.	robinet privé
4	éclairage	type de raccordement à l'électricité	pas raccordé	compteur coll.	compteur indi.
5	hygiène	type de toilette	pas de WC	fosse	WC avec chasse
6	combustible	type de combustible utilisé pour la cuisine	bois ramassé	charbon. bois, pétrole	gaz, électricité
7	éducation	rapport entre le nombre d'années d'études effectivement accomplies par l'ensemble des membres du ménage sur le nombre d'années d'études maximum possible étant donné l'âge de chacun	<0.2	>=0.2 & <0.5	>=0.5
8	richesse	nombre de biens en possession <sup>1)</sup>	<=1	>1 et <=4	>4

1) vélo, vélomoteur, voiture, télévision, radio, réfrigérateur, climatiseur, ventilateur, cuisinière

**Tableau n° 13: Evolution des différentes composantes de l'indicateur de condition d'existence, Abidjan-Autres villes, 1985-1998**

(%)	Abidjan				Autres villes				Milieu urbain total			
	1985	1988	1993	1998	1985	1988	1993	1998	1985	1988	1993	1998
<b>nombre de personnes par pièce</b>												
<=1	20.4	27.3	22.4	25.1	38.8	31.6	29.6	32.1	29.8	29.6	26.2	28.8
>1 & <=3	68.5	68.1	66.2	60.8	57.4	64.7	63.6	61.5	62.9	66.2	64.8	61.2
>3	11.1	4.6	11.4	14.1	3.8	3.7	6.8	6.4	7.3	4.2	8.9	10.0
<b>type de logement</b>												
appart villa	42.3	42.1	28.0	42.7	44.5	33.3	25.6	43.8	43.4	37.4	26.7	43.3
cour com.	54.5	56.9	57.5	49.1	40.7	58.8	63.9	52.0	47.5	57.9	61.0	50.6
banco	3.2	1.0	14.5	8.2	14.8	7.9	10.5	4.2	9.1	4.7	12.3	6.1
<b>mode d'approvisionnement en eau</b>												
robinet. indi.	35.1	42.8	30.5	39.2	21.3	10.7	21.2	30.4	28.1	25.5	25.5	34.5
robinet. coll.	64.3	57.2	66.1	57.7	34.6	36.3	19.4	23.6	49.2	46.0	41.0	39.5
pompe	0.6	0.0	3.4	3.1	44.1	53.0	59.4	46.0	22.7	28.5	33.5	26.0
<b>mode d'éclairage</b>												
compteur indi.	50.1	60.9	41.6	48.9	57.7	43.6	39.2	46.2	53.9	51.6	40.3	47.5
compteur coll.	19.2	24.7	36.2	39.6	14.7	20.7	23.7	29.0	16.9	22.6	29.5	33.9
pas raccordé.	30.7	14.5	22.2	11.5	27.6	35.7	37.1	24.8	29.2	25.8	30.2	18.6
<b>type de toilette</b>												
WC	67.9	72.3	43.6	39.0	22.7	14.4	14.0	16.9	44.9	41.1	27.8	27.2
fosse	19.0	25.7	46.7	58.1	72.5	71.9	78.1	77.5	46.2	50.6	63.5	68.4
rien	13.1	2.0	9.7	2.9	4.8	13.7	7.9	5.6	8.9	8.3	8.7	4.4
<b>type de combustible</b>												
gaz électricité.	24.3	32.2	25.1	40.3	15.5	9.3	5.9	11.3	19.8	19.9	14.8	24.8
Charb. pétrole	75.7	67.8	73.9	58.0	67.6	67.4	78.5	75.8	71.6	67.6	76.4	67.5
bois ramassé	0.0	0.0	1.0	1.7	16.9	23.3	15.6	12.9	8.6	12.5	8.8	7.7
<b>niveau de capital humain du ménage</b>												
>=0.5	17.7	17.8	21.0	34.3	17.1	10.2	14.6	22.8	17.3	13.7	17.6	28.2
>=0.2 & <0.5	39.0	42.1	39.4	34.6	34.0	42.1	31.9	34.3	36.5	42.1	35.4	34.5
<0.2	43.3	40.1	39.6	31.1	48.9	47.7	53.5	42.9	46.2	44.2	47.0	37.3
<b>nombre de biens possédés par le ménage</b>												
>4	51.8	50.3	21.4	19.9	47.9	45.8	13.3	14.2	49.8	47.9	17.0	16.8
>1 & <=4	32.3	40.1	44.4	44.7	39.1	37.0	39.2	37.3	35.8	38.4	41.6	40.7
<=1	15.8	9.6	34.2	35.4	13.0	17.2	47.5	48.5	14.4	13.7	41.3	42.4

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

**Tableau n°14: Statistique descriptive des échantillons (niveau ménage, observations non pondérées)**

	1985		1988		1992/93		1998		1985-1998	
	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.	Moy.	Ecart-t.
<b>Abidjan (=1)</b>	0.49	0.50	0.42	0.49	0.31	0.46	0.45	0.50	0.37	0.48
<b>Chef de ménage Homme (=1)</b>	0.89	0.32	0.82	0.38	0.84	0.37	0.81	0.39	0.83	0.37
<b>Age du chef de ménage</b>	43.18	12.41	42.28	12.37	43.45	12.72	41.47	12.75	42.90	12.70
<b>Chef de ménage immigré (=1)</b>	0.58	0.49	0.30	0.46	0.13	0.34	0.35	0.48	0.23	0.42
<b>Chef de ménage ivoirien (=1)</b>	0.76	0.43	0.76	0.43	0.67	0.47	0.71	0.45	0.69	0.46
<b>Education du chef du ménage</b>										
- sans éducation	0.54	0.50	0.58	0.49	0.66	0.47	0.47	0.50	0.60	0.49
- niveau primaire	0.16	0.37	0.18	0.39	0.15	0.36	0.30	0.46	0.19	0.39
- niveaux secondaire et sup.	0.30	0.46	0.23	0.42	0.19	0.39	0.23	0.42	0.21	0.41
<b>Education du conjoint</b>										
- sans éducation	0.83	0.38	0.84	0.37	0.87	0.34	0.86	0.35	0.86	0.35
- niveau primaire	0.07	0.26	0.09	0.28	0.08	0.28	0.10	0.30	0.09	0.28
- niveaux secondaire et sup.	0.10	0.30	0.07	0.26	0.05	0.21	0.04	0.20	0.05	0.22
<b>Activité du chef du ménage</b>										
- indépendante agricole ou non-agricole.	0.34	0.47	0.41	0.50	0.44	0.50	0.42	0.49	0.42	0.49
- inactif ou chômeur	0.11	0.31	0.10	0.30	0.12	0.33	0.13	0.33	0.12	0.32
- salarié du secteur public	0.28	0.45	0.24	0.43	0.16	0.37	0.09	0.28	0.16	0.37
- salarié du secteur privé	0.27	0.44	0.26	0.44	0.28	0.45	0.37	0.48	0.29	0.46
<b>Type du ménage</b>										
- Famille nucléaire ou élargie non-polyg.	0.81	0.39	0.84	0.37	0.83	0.37	0.89	0.32	0.84	0.36
- Famille monoparentale	0.02	0.14	0.04	0.20	0.04	0.20	0.04	0.19	0.04	0.20
- Famille polygame	0.17	0.37	0.12	0.32	0.13	0.33	0.07	0.26	0.12	0.32
<b>Composition du ménage</b>										
- nombre d'enfants 0 à 5 ans	1.52	1.47	1.29	1.34	0.95	1.09	0.78	1.02	0.99	1.15
- nombre d'enfants 6 à 14 ans	2.42	2.37	1.91	2.01	2.00	2.10	1.47	1.79	1.91	2.07
- nombre d'adultes	4.19	2.66	3.11	1.91	3.21	2.14	3.38	2.50	3.32	2.27
- nombre de personnes 65 ans et plus	0.14	0.42	0.12	0.43	0.10	0.35	0.09	0.31	0.10	0.36
Nombre d'observations	670		732		5 359		1 913		8 674	

Sources : Enquêtes LSMS 1985, 1988 ; EP 1993, 1995, ENV 1998 ; nos propres calculs.

**Tableau n°15 : Indicateurs de niveau d'infrastructure de base, d'éducation et de santé.**

1998	Côte d'Ivoire	Afrique Sub-saharienne	Pays à bas revenus <sup>b)</sup>	Pays à revenus intermédiaires
PNB par tête (PPA, \$US)	1 484	1 440	1 360	5 990
Consommation d'électricité (Kwh par habitant)	181	446	222	1 928
Espérance de vie à la naissance (années)	46	50	57	69
Taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances.)	88	92	83	31
Taux brut de mortalité (pour 1 000 habitants)	17	15	12	8
Taux d'analphabétisme (% des pers. âgées de 15 et +)	56	41	38	12
Taux d'analphabétisme (% des pers. âgées de 15 à 24 ans.)	38	24	24	7
Taux brut de scolarisation primaire (1997)	71	..	..	106
Taux brut de scolarisation secondaire (1997)	24	..	..	66
Taux brut de scolarisation supérieur (1997)	5	2	5	25

<sup>b)</sup> Chine & Inde exclus

Source: World Bank, 2000b

## **CHAPITRE 6**

### **Evolution des revenus sur le cycle de vie et des inégalités entre générations : le cas de Madagascar\***

\* La version initiale de la partie empirique (Section II) de ce chapitre a été réalisée grâce à la collaboration de Constance Torelli (statisticienne INSEE-DIAL-CIPRE) pour la tenue du séminaire international « La pauvreté à Madagascar : Etat des lieux, réflexions sur les politiques de réduction et leur mise en œuvre », co-organisé par DIAL-CIPRE, Instat-MADIO, RESAL-UE. Antananarivo, février 2001.



## **INTRODUCTION**

Au cours des dernières décennies, un intérêt croissant s'est porté, dans la réflexion économique, sur le rôle de l'âge dans le processus dynamique d'accumulation des ménages. Cette analyse renvoie *de facto* à l'hypothèse de cycle de vie selon laquelle les ménages lissent leur consommation face à des modifications de leur profil de richesse (Modigliani, 1975), ou de revenu (Friedman, 1957), et à son adéquation, en tant que modèle explicatif, aux comportements d'accumulation patrimoniale observés. En réalité, les différentes catégories d'individus voient évoluer leur revenu par étapes au cours du cycle de vie et connaissent au même âge des évolutions macro-économiques spécifiques à la période qui influencent l'évolution de leurs revenus. La prise en compte des effets de dates relatifs qui affectent l'ensemble de la population, comme en particulier ceux résultant de la conjoncture macro-économique, est incontournable.

Ce chapitre s'inscrit dans le cadre temporel du cycle de vie, donc dans une perspective de long terme. Après une revue de la littérature économique très variée centrée sur ce temps d'analyse (section I), une analyse empirique générationnelle sur les trois dernières décennies fait l'objet de la seconde section grâce à l'exploitation d'une enquête biographique originale réalisée en 1998 dans l'agglomération d'Antananarivo. Au cours des années 1990 se sont multipliées les enquêtes biographiques, tant dans les pays développés que dans les pays en développement. Madagascar fait partie des rares pays en développement à disposer d'une telle source de données qui permet une analyse dans le temps et un éclairage dynamique sur les évolutions démo-économiques qui affectent les trajectoires de vie des individus<sup>1</sup>. Les approches menées jusqu'à présent sur la base de telles données se centrent sur l'interaction des événements démographiques qui affectent le cycle de vie. Les conditions d'insertion sur le marché du travail ont par exemple retenu l'attention des chercheurs<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> A ma connaissance, il n'existe que six autres enquêtes du même type en Afrique, menées sur les villes de Bamako en 1992 (Mali), Yaoundé en 1998 (Cameroun), Dakar en 1989 et en 2001 (Sénégal), Lomé en 2000 (Togo) et Nairobi en 2001 (Kenya).

<sup>2</sup> Voir Bocquier (1996a) sur l'agglomération de Dakar et Antoine, Razafindrakoto, Roubaud (2001) dans une perspective comparative sur Dakar, Yaoundé et Antananarivo.

Cette analyse tente de distinguer les effets d'âge et de génération<sup>3</sup> dans l'évolution des niveaux de vie des individus sur le cycle de vie

## ***SECTION I : Inégalités, revenus et cycle de vie dans la littérature économique***

### **I-1 Revenus, accumulation et cycle de vie**

#### I-1-1 Le cadre d'analyse

La plupart des modèles de cycle de vie « de première génération » reposent sur deux hypothèses théoriques : (i) dans un monde certain, caractérisé par un marché des capitaux parfait et sans motif d'héritage, les flux d'utilité individuelle dépendent de la consommation par tête, de la taille du ménage et du taux de préférence pour le présent (Ramsey, 1928) ; (ii) les choix de consommation – et donc d'épargne - sont limités par la contrainte de budget intertemporelle dont l'agent a une certaine connaissance : les flux d'actifs par tête augmentent avec les revenus par tête et le taux d'intérêt et baissent avec la consommation par tête et le taux de croissance de la population. Dans sa version la plus simple, l'hypothèse du cycle de vie suppose un revenu constant durant la vie professionnelle et une consommation constante durant les phases d'activité et de retraite, de sorte que l'épargne est une fraction fixe du revenu durant la phase d'activité et permet d'accumuler un patrimoine suffisant avant la mise à la retraite pour permettre une consommation sur la fin de la vie. L'épargne est donc théoriquement positive aux âges jeunes et négative aux âges élevés.

Une des prédictions de l'hypothèse du cycle de vie est que le ratio de l'épargne nationale sur le revenu dépend positivement des taux de croissance de la population et du revenu par tête. La croissance économique redistribue les ressources en faveur des jeunes et la croissance de la population accroît leur nombre relatif, ce qui devrait augmenter le niveau d'épargne globale.

---

<sup>3</sup> Les notions de « génération » et de « cohorte » utilisées désignent toutes deux l'ensemble des personnes nées durant une même période au sens démographique et non pas généalogique. Les effets de génération sont relatifs aux effets qui s'adressent à l'ensemble des individus qui ont connu le même événement au même moment. Les effets d'âge sont ceux qui affectent l'ensemble des individus d'un âge particulier, indépendamment de la période. A propos de la décomposition d'un phénomène entre ces différents effets, voir Kessler et Masson (1985).

D'autre part, l'incertitude qui caractérise la tendance d'évolution des revenus dans le temps amène à la prise en compte de l'héritage. L'incertitude sur la durée de vie<sup>4</sup> introduit quant à elle un motif d'épargne de précaution dans les modèles. Outre l'incertitude, les modèles de cycle de vie de « seconde génération » introduisent des considérations plus réalistes telles que l'imperfection du marché du crédit ou la prise en compte de la constitution de la famille dont nous dégagerons les implications empiriques.

Dans la littérature empirique, les tests de l'hypothèse de cycle de vie ont porté essentiellement sur des données de patrimoine individuelles en coupes instantanées, étudiant le montant global de la richesse (revenu ou consommation) et ses variations, selon l'âge et les caractéristiques des ménages ainsi que la contribution de ces variables aux inégalités. La plupart des travaux empiriques visant à tester la validité de l'hypothèse de cycle de vie ne réfutent pas nécessairement ses fondements sous-jacents, à savoir que les individus prennent en compte l'avenir dans leurs comportements et optimisent sur un horizon de long terme, celui du cycle de vie. Pourtant, cette hypothèse théorique a souvent été critiquée, voire invalidée empiriquement.

### I-1-2 Accumulation sur le cycle de vie et incertitude : évidence empirique sur l'épargne et l'héritage

Selon la théorie, l'épargne des individus devrait être élevée en milieu de cycle de vie<sup>5</sup>. Pourtant, Sabelhaus et Groen (2000) montrent sur des données américaines que cette prédiction disparaît lorsqu'on considère certains déciles de revenu : par exemple, parmi les individus du décile le plus élevé de leur échantillon (Consumer Expenditure Survey 1992), les jeunes dépensent 65% de leur revenu, les individus d'âge intermédiaire en dépensent 64% et les plus vieux 61%. D'autres études montrent qu'un certain nombre de ménages ne constitue aucune épargne de cycle de vie et a par conséquent une richesse faible voire négative (par exemple sur des données canadiennes de 1977, King et Dicks- Mireaux, 1982). Sur des données américaines également (Consumer Expenditure Survey 1961-62), Carroll (1997) montre que lorsque le modèle de cycle de

<sup>4</sup> Yaari (1965) est sans doute le premier à avoir analysé les effets de l'incertitude sur les comportements de cycle de vie.

<sup>5</sup> Pour une recension approfondie des études empiriques sur l'épargne dans le cycle de vie et des explications sur le modèle théorique, voir Masson (1988) ou Browning et Lusardi (1996).

vie se situe dans un univers incertain, à horizon fini, un comportement d'épargne de précaution – au sens keynésien – est engendré sur la quasi totalité de la vie active jusqu'à environ 45-50 ans, et que le comportement des ménages ne ressemble au modèle de cycle de vie standard que pendant la période allant de 50 ans à la retraite. Son modèle se rapproche de celui de Deaton (1991) qui a mis en évidence l'importance du motif d'épargne de précaution<sup>6</sup>.

Dans la lignée des modèles de cycle de vie de « seconde génération », en intégrant des hypothèses d'imperfection des marchés du capital et d'incomplétude de l'information au modèle initial de choix de portefeuille de Merton (1971), puis en introduisant des contraintes de liquidité<sup>7</sup>, des biens durables et des coûts de transaction, Arrondel et Masson (1990) montrent, sur des données françaises de 1986<sup>8</sup>, que la détention de certains actifs tels que l'épargne-logement, l'assurance-vie et le logement principal relève d'un effet de cycle de vie. La détention d'un logement dépend des variables démographiques (l'âge, le statut matrimonial, le nombre d'enfants au foyer), mais elle s'explique surtout par le niveau de fortune, puisqu'au delà de la médiane, la grande majorité des ménages est propriétaire. Les ménages qui ne possèdent que de l'épargne liquide sont le plus souvent pauvres en patrimoine, jeunes, non héritiers et sans diplôme.

L'introduction d'un motif d'héritage dans le modèle de cycle de vie implique théoriquement une séparation entre « la richesse de cycle de vie » et « la richesse de transmission » qui sont supposées suivre des processus d'accumulation distincts et séparables : la richesse de cycle de vie ne procure aucune utilité mais constitue une réserve pour une consommation différée, en accord avec les principes de base de l'hypothèse de cycle de vie ; il n'y a pas nécessairement de legs planifiés de cette richesse. La richesse de transmission est en revanche spécifiquement assignée aux legs qui procurent de l'utilité directe (Masson, 1988). D'un point de vue empirique cependant, une telle distinction soulève des difficultés puisqu'un même actif peut

<sup>6</sup> A la différence de Deaton (1991), Carroll introduit à la fois des chocs de revenus transitoires et permanents à son modèle et n'impose pas directement de contrainte de liquidité.

<sup>7</sup> Pour la prise en compte des contraintes de liquidité dans les modèles de cycle de vie, voir Charpin (1989), Lecarpentier-Moyal, Payelle et Renou-Maissant (2001). Pour exemple, Mariger (1987) estime sur des données américaines (1962-63) que 19.4% des enquêtés subissent des contraintes de liquidité, représentant 16.7% de la consommation totale. Davies (1988) insiste sur le fait que les jeunes ménages qui sont le plus susceptibles de pâtir des imperfections du marché du crédit sont ceux qui sont fortement éduqués et qui désirent emprunter durant les vingt premières années de leur cycle de vie.

<sup>8</sup> Enquête « Actifs financiers » INSEE 1986 auprès de 5600 ménages. La typologie retenue couvre l'essentiel du patrimoine individuel, à l'exception des biens durables et des actifs habituellement non répertoriés (or, bijoux, cheptel...).

correspondre à différents motifs d'épargne (Modigliani, 1986 ; Masson, 1988 ; Arrondel et Masson, 1990).

La littérature économique, théorique et empirique, se rapportant à l'accumulation au cours du cycle de vie traite également des transferts entre générations (Kotlikoff et Summers, 1987 ; Wolff, 2000 ; Cox, 1987 ; Lee, 2000 pour n'en citer que quelques uns). Il s'agit de déterminer les raisons - altruisme intergénérationnel, échange, sécurité etc. - qui motivent<sup>9</sup> les transferts *inter vivos*, qu'ils soient matériels ou humains (éducation et aides diverses) selon la forme du « contrat intergénérationnel ». L'accumulation seule est insuffisante pour expliquer la concentration du patrimoine. Comme le notent Lollivier et Verger (1996) sur la France, « les inégalités de fortune paraissent relever davantage des écarts entre flux d'épargne ou de l'existence de transferts (donations, héritages, etc.) provenant d'autres ménages, notamment des ascendants ». Une étude des transferts, essentiellement les dons et les donations entre vivants, a été effectuée par Wolff (2000) sur des données françaises concernant trois générations<sup>10</sup>. Il en ressort que les parents de la génération intermédiaire aident d'autant plus souvent qu'ils sont riches et que les enfants reçoivent d'autant plus souvent qu'ils sont pauvres. Néanmoins, les enfants reçoivent des sommes d'autant plus importantes qu'ils sont riches, d'où l'existence d'une « anticompensation des ressources ». Au total, les aides ascendantes des parents aux enfants bénéficient avant tout aux jeunes les plus diplômés, surtout lorsqu'ils ont un niveau de scolarité de second ou de troisième cycle supérieur, et correspondent principalement à des investissements en capital humain. En revanche, lorsqu'ils profitent aux ménages pivots de la génération intermédiaire, les aides financières et les donations correspondent à des transferts patrimoniaux qui permettent aux plus âgés de préparer leur succession de leur vivant (Wolff, 2000).

L'hypothèse standard du cycle de vie ne rend donc pas compte de toute l'accumulation patrimoniale. Kotlikoff et Summers (1981) ont montré que l'épargne sur le cycle de vie ne peut expliquer qu'une faible part du stock de capital aux Etats-Unis<sup>11</sup>, avec

---

<sup>9</sup> La littérature empirique sur les motifs d'héritage et de transmission et leur introduction dans les modèles de cycle de vie est très large. Une revue exhaustive des travaux existants dépasse le champ d'étude de la présente revue. Se reporter à Laferrere (1997) pour une revue complète de la littérature théorique et des tests empiriques.

<sup>10</sup> Enquête CNAV Trois générations réalisée en 1992.

<sup>11</sup> Ils estiment la part de richesse issue de l'héritage à environ 20-25% de la richesse totale.

l'implication évidente que les transferts constituent un facteur dominant de la décision d'épargne.

### I-1-3 Profil de richesse sur le cycle de vie

La théorie suppose l'existence d'un « profil de richesse » en forme de « U inversé » au cours du cycle de vie. La richesse est censée croître durant l'âge adulte intermédiaire, atteindre un maximum à l'âge de la retraite puis décliner aux âges élevés pour avoir une valeur nulle au moment du décès.

Cette tendance de la richesse à suivre un profil concave sur le cycle de vie est validée empiriquement par bon nombre d'études sur l'évolution du revenu sur le cycle de vie. En général, les études postulent des profils de carrière quasi similaires pour des personnes de différentes générations. En effet, une hypothèse standard des modèles de cycle de vie est que le profil des rémunérations avec l'âge ne dépend pas du taux de croissance économique : le profil de revenu par âge d'un individu aujourd'hui est supposé avoir la même forme que celui de son père ou de son grand-père. Par exemple, King et Dicks-Mireaux (1982) utilisent le revenu perçu à 50 ans pour toutes les générations, qui dépend donc uniquement d'un effet de cohorte qui retrace les élévations de niveau de vie. Leurs estimations sont restreintes à un échantillon de ménages dont sont exclus les plus pauvres – ceux qui ont temporairement une richesse nulle ou négative, et sont parfois fortement endettés – et les plus riches. Sur cet échantillon réduit, le profil d'accumulation sur le cycle de vie est bien en forme de « U inversé » comme le prédit la théorie standard<sup>12</sup>.

Wolff (1988) teste le modèle de cycle de vie avec plusieurs séries de données transversales américaines entre 1962 et 1983: il confirme le profil en « U inversé » de la richesse sur le cycle de vie<sup>13</sup>. L'âge n'explique en revanche que 1.6% de la variance de la richesse des ménages. Pour Arrondel et Masson (1990), le nombre d'actifs moyen – au sens patrimonial – selon l'âge présente une allure typique de cycle de vie, en forme de U inversé, avec un maximum entre 55 et 60 ans et une décroissance marquée ensuite.

<sup>12</sup> D'autres travaux empiriques plus anciens le confirment également: Blinder, Gordon et Wise, 1981 ; Mirer, 1979 sur les Etats-Unis.

<sup>13</sup> Shorrocks (1975) note justement qu'un profil de richesse transversal en forme de U inversé est une condition nécessaire mais non suffisante pour assurer un profil de même forme tout au long du cycle de vie.

Pourtant, certaines études infirment ce type de profil d'accumulation. Les données longitudinales françaises exploitées par Masson (1986) indiquent plutôt que les effets du temps, spécifiques aux cohortes ou à des effets de calendrier, ont considérablement altéré la distribution par âge des salaires qui prenait la forme d'une courbe en « dos d'âne » en 1949 puis celle d'une courbe « à deux bosses » en 1967. Un modèle de simulation dynamique d'accumulation des richesses a été construit pour huit sous-groupes professionnels. Les profils d'accumulation en coupe instantanée permettent de regrouper les individus en trois catégories : les « riches indépendants » dont la richesse suit bien un trend en forme de « U inversé » avec un maximum à 59 ans mais dont les taux de désaccumulation aux âges élevés sont limités, sans doute en raison du motif d'épargne de précaution qui est important pour ce groupe ; les « salariés modestes » et les « salariés plus riches » pour lesquels la richesse est maximale à 45 ans et 60 ans respectivement, avec une forme d'accumulation caractérisée par une courbe « à deux bosses » qui met en évidence une désaccumulation autour de 45 ans. D'autre part, une part significative de la population semble ne pas accumuler suffisamment pour financer sa consommation aux âges élevés.

En revanche, les profils de richesse nominale par cohortes ont une forme croissante jusqu'à l'âge de 65 ans environ. Après 65 ans, les taux annuels de décroissance de la richesse sont sensiblement différents pour les différents sous-groupes : de l'ordre de 0.7% pour les plus riches, de 3% pour les salariés modestes et de 4% pour les autres salariés. Dans tous les cas, le montant moyen de la richesse détenue vers 80 ans reste substantiel, ce qui contredit la plupart des versions du modèle de cycle de vie standard qui prédisent de plus forts taux de désaccumulation après la retraite. Diamond et Hausman (1984) indiquent même que, pour 42% des ménages du National Longitudinal Survey of Mature Man – un panel américain effectué de 1966 à 1976 -, l'accumulation se poursuit après la retraite et que 51% des non retraités ont désaccumulé durant leur cycle de vie entre 1966 et 1969. D'autre part, en distinguant les individus par niveaux éducatifs, Andolfatto, Ferrall et Gomme (2000) mettent en évidence des profils de revenus différents sur un échantillon américain de 1990: les moins éduqués ont un profil de revenu sur cycle de vie relativement plat et une épargne quasi nulle tandis que les diplômés du lycée présentent un profil en forme de U inversé modéré et semblent épargner à un taux modeste jusqu'à leur retraite. Les revenus des plus diplômés suivent

un profil de cette forme très marqué, épargnent à un taux élevé jusqu'à leur retraite et ne déséparnent pas après.

Enfin, Lollivier et Verger (1999) montrent sur des données françaises « qu'à la courbe en cloche caractéristique du revenu courant, qui résulte de la superposition de l'effet d'âge et de génération, succède un profil de revenu permanent croissant qui retrace uniquement l'effet de génération ».

#### I-1-4 Inégalités et cycle de vie

La théorie du cycle de vie avec incertitude prédit également que la dispersion de la consommation augmente avec le temps dans une cohorte, soit en raison de la dispersion croissante des rémunérations avec l'âge, soit en raison de la dispersion croissante du patrimoine ou des revenus du patrimoine avec l'âge, soit les deux à la fois. Les inégalités devraient donc augmenter au sein des cohortes à mesure qu'elles vieillissent, au moins jusqu'à la retraite<sup>14</sup>. Deaton et Paxson (1994) ont effectivement déterminé sur des données concernant la Grande Bretagne (sur la période 1969-1990) que le coefficient de Gini mesuré à partir de la consommation est de 0,21 pour les ménages dont le chef est âgé de 25 ans contre 0,40 pour ceux dont le chef est âgé de 55 ans. Les auteurs ont également montré un profil croissant des inégalités avec l'âge jusqu'à 60 ans à Taïwan (de 1976 à 1990) et aux Etats-Unis (de 1980 à 1990). La variance du logarithme de la consommation à l'intérieur de chaque cohorte a augmenté de 0,07 tous les dix ans aux Etats-Unis, de 0,10 en Grande Bretagne et de 0,08 à Taïwan. Aux Etats-Unis, le coefficient de Gini estimé sur la consommation serait passé de 0,282 à 25 ans à 0,378 à l'âge de 55 ans, une augmentation importante si on la compare à son augmentation globale de 0,355 dans le premier quart des années 1980 et à son maximum de 0,399 en 1986.

Cependant, le niveau d'inégalités ne dépend pas seulement des inégalités au sein des générations mais également des inégalités entre générations, donc des changements dans la distribution par âge de la population. Une part non négligeable des inégalités observées sur les revenus courants peut en effet être attribuable au fait que ces revenus sont perçus à différents âges dans le cycle de vie. En effet, dans une société où le revenu suit un profil de carrière, la

---

<sup>14</sup> On exclut ici la possibilité de mutualisation des risques par le biais d'un système d'assurance ou de protection sociale.



seule coexistence de générations différentes d'individus, par ailleurs identiques, crée de la dispersion. La dispersion des revenus n'est plus alors synonyme d'injustices puisque tout le monde au cours de sa vie perçoit un revenu qui suit la même tendance d'accroissement.

A l'aune des travaux recensés, qui testent selon des approches très variées les différentes relations entre consommation et revenu ainsi que leurs évolutions sur le cycle de vie, on constate qu'il n'existe pas un profil type d'accumulation individuel sur le cycle de vie, ce qui tend à invalider partiellement la théorie standard. On comprend alors l'importance de l'hétérogénéité individuelle et des trajectoires familiales dans la détermination des revenus sur le cycle de vie.

## **I-2 Événements familiaux, taille du ménage et revenus sur cycle de vie**

Tout au long de leur vie, les individus ne se limitent pas à travailler et à épargner pour leur retraite. Ils constituent généralement une famille dont ils doivent supporter la charge financière liée à l'entretien, l'éducation etc. L'introduction de plus de réalisme dans les modèles de cycle de vie mène naturellement à la prise en compte de l'augmentation de la consommation des ménages dans les premières années de vie active et familiale et de la constitution plus tardive de l'épargne qui ne devient possible qu'à partir des âges intermédiaires et jusqu'à la retraite. Cela doit théoriquement réduire la longueur de la phase d'accumulation potentielle et le niveau de patrimoine accumulé.

Peu d'études prennent en compte conjointement la taille du ménage et ses effets sur les arbitrages travail-loisir et épargne-consommation au cours du cycle de vie. Pourtant, alors que le profil standard du taux de salaire au cours du cycle de vie en forme « de dos d'âne » implique – du moins empiriquement - que celui de la consommation suive la même tendance, l'influence de la taille de la famille peut perturber ce profil. Comme le notent Cardoso et Gardes (1996), «il est clair que si on ne contrôle pas ce type d'analyse par l'introduction de variables démographiques (par exemple la taille de la famille), on a naturellement une augmentation (ou une baisse) de la dépense totale du ménage lorsqu'il y a la présence (ou le départ) des enfants ». En prenant en compte une échelle d'équivalence, les auteurs constatent en effet que la dépense totale par unité de consommation n'a plus qu'une forme en U très atténuée. Dans les ménages à hauts

revenus, cette influence doit être relativement faible dans la mesure où les économies d'échelle y sont plus faibles que dans les ménages à plus faible niveau de vie. Il n'en reste pas moins que la taille des familles influence positivement la consommation : par exemple, Ghez et Becker (1975) ont montré qu'un doublement de la taille des familles augmente la consommation d'un peu plus de 25%. Par ailleurs, le contrôle de la taille de la famille – par l'introduction d'une échelle d'équivalence ou sa prise en compte en tant que variable explicative des estimations de revenus ou de consommation – atténue très fortement la sensibilité intertemporelle de la consommation aux variations de revenus (Attanasio et Browning, 1995).

La taille de la famille influence également le calcul des inégalités : selon Paglin (1975), entre un tiers et la moitié des inégalités mesurées aux Etats-Unis sur la période 1947-1972 sont imputables à la diversité des âges et des tailles de ménages. Deaton et Paxson (1994) ont constaté dans le cas de Taïwan que lorsque la consommation est évaluée à l'aide d'une échelle d'équivalence, la variance de la consommation augmente de 0,043 entre 25 et 55 ans alors qu'elle augmente de 0,194 lorsque la taille du ménage n'est pas prise en compte.

Blinder, Gordon et Wise (1981) ont montré que le montant de richesse nette accumulée jusqu'à un certain âge compte tenu des ressources disponibles sur le cycle de vie est une fonction décroissante avec le nombre d'enfants. L'épargne tend à décroître avec le nombre d'enfants présents dans le ménage puis augmente avec leur départ. D'autre part, ils font l'hypothèse que, s'il existe un fort motif de legs dans l'accumulation de la richesse, cela implique que les familles qui ont beaucoup d'enfants devraient avoir plus d'actifs en fin de vie que les familles moins nombreuses. Leurs résultats sur des données américaines - le Retirement History Survey qui concerne des individus de 58 à 73 ans sur une période de 10 ans – infirment cette hypothèse. Notons que leurs estimations ne prennent pas en compte les transferts intergénérationnels *inter vivos*. Par contre, Hurd (1986), testant la même hypothèse, trouve en fait que les familles plus nombreuses ont une moindre richesse que les plus petites familles et désépargnent la même fraction de richesse après la retraite.

Davies (1988) montre sur des données canadiennes de 1977 que l'augmentation de la taille du ménage se traduit par une diminution de l'épargne agrégée, ainsi que par une

désépargne importante lorsque le ménage atteint sa taille maximale, c'est-à-dire aux âges compris entre 30 et 40 ans. En effet, à une phase initiale d'épargne entre 20 et 30 ans, lorsque la taille de la famille est relativement faible, succède une phase de désépargne entre 30 et 45 ans, période durant laquelle la consommation de la famille en constitution excède les revenus. Puis, lorsque la taille de la famille diminue après 45 ans, une forte épargne est constituée avant la retraite, période caractérisée également par une désépargne substantielle. Ainsi, lorsque l'on introduit un certain réalisme dans la constitution des revenus et de la taille de la famille au cours de la vie, on obtient des profils de richesse et d'épargne différents de ceux en forme de « dos d'âne » obtenus à partir du modèle de base.

Dans une étude sur des données françaises, Lassibille (1986) estime les effets de différents événements familiaux sur les revenus des hommes et des femmes au cours de leur cycle de vie<sup>15</sup>. En décomposant leur expérience professionnelle en fonction d'événements familiaux marquants, l'auteur mesure l'effet du mariage sur leurs gains respectifs et met en relation le bénéfice de l'union avec le niveau d'éducation de l'individu. Il analyse également le rôle de la fécondité, plus particulièrement les effets de l'espacement des naissances et de l'âge à la première naissance, sur les profils de salaires. Ainsi, cette version élargie du modèle de formation des revenus, dans la lignée du modèle de gains proposé par Mincer et Polachek (1974)<sup>16</sup>, indique que le nombre d'enfants dans la famille exerce toujours une influence négative sur les gains des hommes et des femmes : un enfant supplémentaire implique une baisse de 6.2% du salaire d'une femme faiblement éduquée mais une baisse de seulement 3.4% pour une femme dotée d'un niveau d'éducation élevé ; dans le cas des hommes fortement éduqués cependant, cette variable n'apparaît pas discriminante. D'autre part, si la femme avait une expérience après le mariage toujours aussi rentable que sa période d'union sans enfants, son salaire augmenterait de 6.2% environ, et sur l'ensemble du cycle de vie son gain au mariage approcherait 5.5%. Une gestion optimale de la carrière professionnelle suppose de retarder d'une part l'âge à la procréation afin de profiter du

---

<sup>15</sup> L'enquête « Formation - Qualification Professionnelle » (INSEE 1977) utilisée pour l'analyse n'est pas à proprement dit une enquête biographique mais elle fournit des renseignements précis sur les revenus salariaux des individus, leur capital humain, leur activité professionnelle, la composition de leur famille en mentionnant les dates-clefs de la vie du ménage.

<sup>16</sup> Dans sa version orthodoxe (Mincer, 1974), la théorie du capital humain considère l'individu en dehors de son passé familial ; ni ses décisions matrimoniales, ni ses perspectives dynastiques, n'interagissent en effet sur le rendement de ses investissements en formation scolaire (Lassibille, 1986).

rendement élevé de la phase d'union sans enfant, et de réduire d'autre part, pour un nombre d'enfants donné, l'espacement des naissances dans le but de limiter cette fois la discontinuité de l'offre de travail féminin (Lassibille, 1986).

Lollivier et Verger (1996) montrent que les patrimoines les plus élevés sont atteints par les familles de deux enfants. Dans la vie de couple, le divorce a un effet négatif net et les ménages dont les membres ont connu plusieurs unions disposent, toutes choses égales par ailleurs, d'un patrimoine inférieur à celui des couples stables. Arrondel et Masson (1990) montrent également qu'un nombre élevé d'enfants est souvent associé à la seule détention d'épargne liquide et donc aux catégories les plus modestes de la population.

Des simulations sur l'évolution de l'épargne sur le cycle de vie ont également été effectuées sur une enquête tawaïnaise (1976-1990) pour tenter d'appréhender les effets de la transition démographique sur l'épargne agrégée et les profils par âge. En effet, lorsque le taux de croissance de la population décroît, les cohortes âgées ont un poids relatif plus important dans la population totale. De plus, la structure des familles peut aussi changer, de sorte que les ménages dirigés par des actifs qui sont susceptibles d'épargner contiendront potentiellement moins d'enfants et plus de personnes âgées. Ainsi, le taux de croissance de la population n'affecte pas seulement les poids relatifs des cohortes, utilisés pour l'agrégation des profils de consommation par âge, mais également la forme du profil d'accumulation lui-même. Lee, Mason et Miller (2001) montrent ainsi que les profils d'épargne observés et simulés en fonction de l'âge du chef de ménage ont une forme bimodale en « M ». Les taux d'épargne élevés parmi les ménages dont le chef est, soit âgé, soit jeune, ne constituent pas, selon les auteurs, de preuve empirique robuste de l'applicabilité du modèle de cycle de vie pour Taïwan. Il semble que les jeunes n'empruntent pas systématiquement par anticipation de revenus futurs croissants, cela même lorsqu'aucune restriction du crédit n'est envisagée dans le modèle. L'augmentation du taux d'épargne durant la phase de transition démographique est attribuée en partie à la baisse du taux de dépendance. La consommation et le revenu par tête peuvent en effet être plus faibles dans des ménages où un nombre important de dépendants est pris en charge. Dans le cas de Taïwan, la rapide transition démographique a eu pour conséquences un vieillissement de la population et un

changement dans la distribution par âge de la population de sorte que les inégalités globales ont augmenté sur les dernières décennies (Deaton et Paxson, 1994).

A l’opposé, dans les pays qui connaissent un rajeunissement de leur population, comme beaucoup de pays en développement, cette tendance donne un poids plus important aux cohortes jeunes qui sont *a priori* moins inégalitaires<sup>17</sup>, ce qui devrait contribuer à diminuer le niveau d’inégalités général et inversement. Ainsi, la taille des ménages et les changements dans les structures par âge affectent la tendance d’évolution des revenus et de la consommation, et par conséquent celle des inégalités.

On constate donc que les études empiriques omettent souvent de prendre en compte la diversité des parcours individuel et familial pour estimer l’évolution des revenus sur le cycle de vie. De plus, elles portent essentiellement sur des données de pays développés. La section suivante, bien que n’étant pas un véritable test de l’hypothèse de cycle de vie théorique, appréhende à la fois les événements biographiques individuels (mobilité géographique, insertion sur le marché du travail) et familiaux (fécondité, taille du ménage) pour estimer un revenu sur le cycle de vie dans la capitale malgache. Des effets autres que ceux relatifs au cycle de vie sont recherchés : des effets de revenus, d’activité, de cohortes, des effets conjoncturels, en plus de ceux relatifs à l’hétérogénéité des individus.

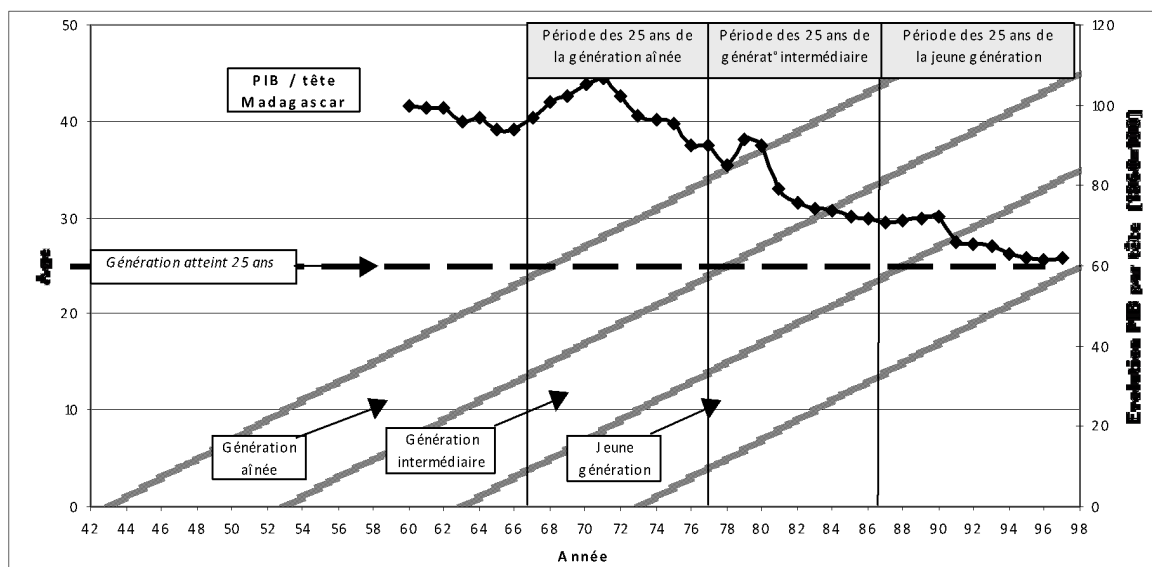
---

<sup>17</sup> Les inégalités de rémunération doivent théoriquement augmenter avec l’âge : les taux d’accumulation du capital humain étant différents d’un individu à un autre, les profils de rémunération avec l’âge impliquent tout d’abord une baisse puis une montée des inégalités avec l’âge (Mincer, 1974).

**SECTION II : Inégalités et générations: analyse sur des données biographiques malgaches**

Sur la période 1960-1995, on observe à la fois une chute des niveaux de vie et un accroissement des inégalités à Antananarivo. En 35 ans, la régression de la consommation a été continue: la consommation par tête des ménages, en volume, a chuté de 44,5 % entre 1961 et 1995. Dans le même temps, au niveau national, le PIB par tête a chuté de 36,8 % et la consommation privée de 46,8 % (Ravelosoa et Roubaud, 1996). Sur la période récente, la pauvreté semble avoir régressé dans la capitale, passant de 39,1 % en 1995 à 28,4 % en 1998 au seuil de 1 US\$ (en parité de pouvoir d'achat 1985) par personne et par jour. Selon des constats antérieurs, les revenus nominaux ont plus que doublé de 1995 à 1999, soit un gain de 33 % en termes réels<sup>18</sup>.

**Figure n°1 : Diagramme de Lexis et évolution du PIB par tête 1960-1998 à Madagascar**



Source : Antoine, Razafindrakoto, Roubaud, 2001.

On constate sur la Figure n°1 qu'aucune des générations d'individus nés entre 1943 et 1972 n'a connu de phase de croissance durable du PIB par tête durant la période de vie adulte, du moins jusqu'en 1995. Dans ce contexte de récession macro-économique, comment le niveau de vie a-t-il varié au cours du cycle de vie des individus? Les jeunes plus nombreux perçoivent-ils des revenus inférieurs à ceux de leurs aînés au même

<sup>18</sup> Ou encore un gain de pouvoir d'achat de 43 % pour le revenu moyen et de 48 % pour le revenu médian (Razafindrakoto, Roubaud, 1999)

âge ? L'analyse menée ici consiste en l'élaboration d'une méthode d'estimation des revenus sur les trajectoires de vie d'individus appartenant à trois générations successives. Une double approche est retenue: une analyse monétaire et une prise en compte des conditions de vie des individus enquêtés. L'évolution des inégalités sur la période 1968-1998 sur la base de la méthodologie retenue est également étudiée pour répondre à deux questions essentielles : quelle mobilité dans l'échelle des revenus observe-t-on sur longue période ? Quelles sont les inégalités entre les individus ou les cohortes lorsqu'on les évalue sur tout le cycle de vie ? Enfin, la période récente (1988-1998) fait l'objet d'un éclairage particulier sur l'éducation différenciée des cohortes dans l'étude des inégalités.

## II-1 Les données

Les enquêtes exploitées ont été réalisées dans le cadre du projet MADIO à Madagascar. Deux sources de données différentes sont à la base de ce travail. L'enquête Biomad98, qui constitue la principale source utilisée, a été effectuée sur un échantillon de 2403 individus dans la capitale. Trois générations successives de Tananariviens sont représentées : des individus nés entre 1943 et 1952, soit âgés de 45 à 54 ans à la date de l'enquête; la génération suivante composée d'individus nés entre 1953 et 1962, donc âgés de 35 à 44 ans et enfin la jeune génération des 25-34 ans nés entre 1963 et 1972<sup>19</sup>. Ce principe d'enquête tri-biographique - suivant le principe élaboré par Daniel Courgeau pour l'enquête 3-B en France (Courgeau et Lelièvre, 1989)<sup>20</sup> - permet des analyses complexes d'interférences entre les événements de différents ordres connus par chaque individu (Bocquier, 1996b). En effet, trois modules d'enquêtes sont distingués : le premier sur l'itinéraire résidentiel des individus, un second sur leur parcours professionnel et un dernier sur leur vie matrimoniale et génésique. Pour permettre une analyse des interactions entre les divers événements, la date précise – exprimée en mois à partir de l'année 1900 – et la localisation de ces événements sont nécessaires. On utilise donc un fichier où sont enregistrées, pour chaque individu, des séries temporelles

<sup>19</sup> Environ la moitié des habitants de la capitale a aujourd'hui moins de 21 ans. Cette population jeune n'est pas interrogée dans l'enquête biographique de 1998, ce qui présente une limite à l'analyse menée.

<sup>20</sup> La première enquête de ce type a été réalisée en 1961 par Guy Pourcher sur le peuplement de Paris (Courgeau et Lelièvre, 1989).

concernant sa vie familiale (mariage, veuvage, divorce, naissances), sa carrière professionnelle, ses migrations etc. On dispose par conséquent de séquences chronologiques jalonnées d'échéances de nature diverse dont l'ordre d'arrivée diffère d'un individu à l'autre et qui ne sont pas obligatoirement présentes dans toutes les biographies.

Ainsi, une analyse dans le temps est possible grâce à des questions rétrospectives sur les événements qui ont ponctué la vie des gens, permettant d'appréhender leurs parcours de vie. Pour l'estimation des revenus sur le cycle de vie, le fichier brut de données qui contient à la fois des intervalles infra et supra annuels en fonction des biographies individuelles a dû être transformé en un fichier dans lequel chaque année, au maximum entre 1960 à 1998, est renseignée pour chaque individu depuis sa naissance, cela afin d'obtenir une sorte de panel sur la période.

Le module d'enquête sur l'emploi (phase 1) de l'enquête 1-2-3, effectuée en 1995 et en 1998<sup>21</sup>, a constitué la seconde source de données utilisée. Il porte sur 3002 ménages (soit 14094 individus) de la capitale en 1998 dont l'enquête biographique constitue un sous-échantillon<sup>22</sup>. La prise en compte de l'activité principale et d'une éventuelle activité secondaire des membres du ménage permet de connaître les revenus des ménages enquêtés en 1998.

---

<sup>21</sup> L'enquête Emploi a été effectuée annuellement de 1995 à 1998 dans l'agglomération d'Antananarivo. Elle comprend un panel de ménages rotatif par tiers chaque année.

<sup>22</sup> Un tirage exhaustif a été effectué sur la génération 1943-1952, la moitié des individus de la génération intermédiaire (1953-1962) et un tiers des individus de la plus jeune génération (1963-1972) ont été retenus. Les plus jeunes individus sont donc sous-représentés dans l'enquête biographique. Aussi, afin d'assurer une structure représentative identique à celle de l'enquête Emploi, les poids respectifs des générations ont dû être corrigés.



## II-2 Déterminants des revenus par tête en 1998

### II-2-1 Cadre théorique de référence : les modèles de revenus<sup>23</sup>

De façon générale, les modèles de revenus traditionnels à partir de données transversales permettent d'estimer les revenus individuels à partir des caractéristiques individuelles observées comme l'âge de l'individu, son niveau éducatif etc. Ces modèles expliquent entre 30 et 50 % de la variance du logarithme du revenu. Le modèle général est de la forme suivante :

$$Y_{it} = \alpha X_i + \beta Z_{it} + W_t + u_{it}$$

$$\text{avec } u_{it} = \delta_i + \varepsilon_{it}$$

où  $y_{it}$  est le logarithme du revenu de l'individu  $i$  au moment  $t$ ,  $x_i$  est un ensemble de caractéristiques connues et permanentes de l'individu  $i$  qui ne changent pas avec le temps,  $z_{it}$  est un ensemble de caractéristiques connues de cet individu qui sont spécifiques au moment  $t$  (par exemple son âge).  $w_t$  ne dépend que de la date d'observation et retrace les évolutions générales des niveaux de vie qui touchent de façon homogène tous les individus présents une année donnée<sup>24</sup>.  $u_{it}$  est l'aléa qui entache l'estimation des revenus à une date donnée ; il est imputé, d'une part à une partie permanente propre à l'individu - un « effet fixe » - qui peut s'interpréter comme des caractéristiques individuelles non observées - comme le milieu social par exemple -, d'autre part à des composantes transitoires du revenu propres à la date d'observation et qui ne perdurent pas.  $\delta_i$  et  $\varepsilon_{it}$  sont non corrélés et suivent des lois normales  $N(0, \sigma_\delta)$  et  $N(0, \sigma_\varepsilon)$ .

Dans cette analyse, l'estimation porte sur les revenus par tête des individus et non pas sur leurs salaires individuels<sup>25</sup>. Connaissant les revenus de leur ménage d'appartenance

<sup>23</sup> Cette rapide présentation du modèle théorique est largement inspirée des modèles présentés par King et Dicks-Mireaux (1982), Bourguignon et Morrisson (1984), ou encore Lollivier et Verger (1999).

<sup>24</sup> On néglige, d'une part, les interactions possibles entre les variables  $X_i$  et  $Z_{it}$  qui appréhenderaient par exemple des profils de revenus en fonction de l'âge différenciés selon les niveaux d'éducation, et d'autre part, les interactions possibles entre les  $Z_{it}$  et  $W_t$  - comme l'âge et les dates - qui signifieraient qu'à certains moments des classes d'âge différentes auraient été avantagées ou désavantagées par la conjoncture macro-économique.

<sup>25</sup> Une autre approche consiste à ne prendre en considération que les revenus d'activité individuels concernant l'activité principale déclarée et une éventuelle activité secondaire, donc à négliger la taille du ménage et à focaliser l'analyse sur

en 1998 et la taille du ménage (phase-1 de l'enquête Emploi), les revenus par tête ont été calculés. Ces revenus observés en 1998 sont ensuite régressés sur les caractéristiques des individus âgés de 20 à 55 ans de l'enquête biographique<sup>26</sup> - âge, sexe, statut professionnel, structure familiale, niveau éducatif etc.-, sur des variables concernant l'emploi comme le secteur d'activité ou encore l'activité du père, les caractéristiques du conjoint, etc. (cf. Tableau n°12 en Annexe A). Sur des données transversales, on ne peut calculer indépendamment les deux termes aléatoires. Des données de panel ont permis à d'autres études d'évaluer la part de ces deux composantes<sup>27</sup>. En l'absence d'une telle information, la méthode retenue attribue 80 % de la variance non expliquée des revenus par tête à l'effet propre individuel<sup>28</sup> (composante permanente ou effet fixe).

### II-2-2 Caractéristiques individuelles et familiales

Tout d'abord, il ressort de l'analyse économétrique que de bonnes conditions d'existence sont corrélées positivement et de manière significative avec le revenu par tête (cf. Tableaux n°11 et n°12 en Annexe A). Le statut d'occupation du logement est également significativement corrélé avec le revenu : le statut de locataire semble en effet assurer un meilleur niveau de vie que le statut d'hébergé, par ailleurs majoritaire dans la population enquêtée.

Le sexe ne semble pas avoir d'influence significative sur les revenus par tête, le travail féminin devenant de plus en plus une norme bien que les taux d'activité féminins restent inférieurs à ceux des hommes<sup>29</sup>. Le statut matrimonial n'apparaît pas non plus comme une variable très corrélée avec les revenus. Le statut dans le ménage montre en revanche

---

l'évolution des salaires individuels entre générations. Les résultats de cette analyse qui a été menée en complément de l'estimation des revenus par tête figurent en Annexe B.

<sup>26</sup> Pour ce faire, seules les informations biographiques concernant l'année 1998 sont utilisées. Les événements infra annuels de 1998 présents dans le fichier initial et susceptibles d'influencer le revenu (divorce, décès d'un enfant, veuvage, perte d'emploi) ont été introduits dans le modèle économétrique comme autant de variables dichotomiques. Aucune de ces variables ne s'est avérée significative, ce qui conforte le choix de travailler par la suite sur des périodes annuelles.

<sup>27</sup> Voir Lollivier et Verger (1999) sur des données françaises qui imputent des coefficients de répartition entre effet transitoire et effet permanent différents en fonction des classes d'âge, de 0.61 pour les moins de 25 ans à 0.83 pour les plus de 40 ans.

<sup>28</sup> En réalité, le panel de ménages de l'enquête Emploi de 1995 à 1998 aurait pu fournir une telle information, mais il n'a pas été traité faute de temps. Néanmoins, des analyses de sensibilité ont été effectuées en attribuant successivement 60% et 100% de la variance non expliquée à l'effet fixe individuel (cf. Figures n°8 en Annexe A). Le diagnostic général sur l'évolution des revenus par tête sur le cycle de vie ne change pas si l'on attribue 60% de la variance à l'effet fixe. Par contre, le diagnostic entre générations est différent lorsque l'on impute la totalité de la variance aux effets fixes individuels ce qui, d'un point de vue méthodologique, n'est pas très correct.

<sup>29</sup> Antoine, Bocquier, Razafindratsima et Roubaud (dir.), 2000.

que les chefs de ménage et leur conjoint sont avantagés par rapport aux enfants. Les individus appartenant aux plus vieilles générations, âgés de plus de 44 ans, ont un revenu supérieur aux plus jeunes. Cependant, le revenu est corrélé de manière non significative avec les classes d'âge inférieures. Aux âges élevés (plus de 50 ans) la corrélation est forte bien qu'elle ne soit pas très représentative du fait de la petite taille de l'échantillon à ces âges. D'autre part, l'âge du conjoint, regroupé également en classes d'âge et évoluant au cours du parcours matrimonial, est corrélé de manière non significative avec les revenus par tête.

Enfin, la taille des ménages influence négativement le revenu par tête : en effet, le nombre d'enfants est corrélé négativement avec le revenu, du moins jusqu'à 20 ans, les actifs devant supporter les enfants qui constituent une charge d'autant plus importante qu'ils sont nombreux dans le ménage. Ceci explique la baisse des revenus par tête dans les tranches d'âge qui correspondent à la constitution de la famille et à son élargissement. En revanche, à partir de 20 ans, les enfants semblent plutôt contribuer positivement aux revenus du ménage bien que cet effet soit non significatif.

### II-2-3 Education et activité

Le niveau éducatif apparaît discriminant dans la perception des revenus par tête, surtout lorsque l'individu a atteint un niveau éducatif supérieur. D'autre part, le fait que le père de l'individu enquêté soit éduqué est corrélé positivement au revenu courant de celui-ci. De même, un conjoint qui a bénéficié d'une éducation secondaire ou supérieure est un élément assurant un meilleur revenu par rapport à un conjoint non éduqué.

Le statut professionnel dans la dernière période de vie connue met en évidence le fait que les actifs ont un revenu plus élevé que toutes les autres catégories d'activité (étudiant, chômeur, inactifs). Les individus travaillant à leur propre compte sont dans une meilleure position que les ouvriers, les apprentis et les aides familiaux. En revanche, la catégorie des cadres moyens et supérieurs ne se distingue pas significativement des premiers. La catégorie professionnelle du père ne joue pas de manière significative sur les revenus des individus.

L'étude du secteur d'activité montre que les salariés du secteur public sont avantagés par rapport aux salariés du secteur privé. Les individus dispensant des services aux ménages ou travaillant dans le domaine associatif sont ceux qui perçoivent les plus faibles revenus. L'indicatrice appréhendant le caractère formel (enregistrement ou non) de l'entreprise est corrélée positivement avec le revenu par tête. Ainsi, le secteur formel assure un meilleur niveau de vie, ce qui semble corroborer le fait que percevoir une rémunération fixe pour le travail effectué est corrélé positivement avec le revenu. Les conditions de travail caractéristiques de certaines formes d'activités informelles – travail ambulat ou improvisé dans la rue – confirment ce constat puisque la localisation dans un local professionnel s'avère toujours plus encline à assurer un meilleur revenu par tête que les autres conditions d'exercice de l'activité professionnelle.

**Tableau n°1: R<sup>2</sup> partiels des variables explicatives du revenu par tête en 1998 (en %)**

	Tous les individus	Individus ayant toujours vécu à Antananarivo
Variables d'emploi	6,41	6,56
Nombre d'enfants	8,67	9,93
Conditions de logement	3,80	4,70
Statut d'occupation du logement	0,42	0,30
Classes d'âge	0,35	0,52
Niveau d'études	1,35	0,60
Statut familial	1,53	1,90
Education et statut du père	1,31	1,10
Education et âge du conjoint	0,90	1,41
Statut (actif, étudiant, autres inactifs)	0,70	0,80
Sexe	0,07	0,04
Lieu de résidence	0,02	(a)

(a) Variable absente de la régression car tous les individus résident dans la capitale depuis leur 20<sup>ème</sup> anniversaire.

*Source* : Enquête 1-2-3 (phase 1) 1998, enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

L'isolement de certaines variables du modèle (R<sup>2</sup> partiels) met en évidence le fait que les variables relatives à l'emploi appréhendent plus de 6 % du pouvoir explicatif total des estimations économétriques sur les revenus par tête. Les variables concernant le nombre d'enfants à charge par tranches d'âge y contribue pour 8,67% sur tout l'échantillon et presque 10% sur l'échantillon restreint aux non migrants. Les conditions de logement expliquent 3,8% de la variance des revenus, et même 4,7% si on ne considère que les individus toujours présents dans la capitale à partir de 20 ans (cf. Tableau n°1). L'appartenance aux différentes classes d'âge explique en revanche une faible part de la variance des revenus par tête. Ainsi, les caractéristiques propres à l'activité des individus et à la taille des ménages auxquels ils appartiennent peuvent

constituer des facteurs explicatifs puissants de l'évolution des revenus estimés sur le cycle de vie.

Les autres variables testées isolément contribuent à expliquer une moindre part du modèle économétrique. Bien que le lieu de résidence soit à la fois non significatif dans l'estimation économétrique et contribue pour une très faible part à expliquer la variance des revenus, nous distinguerons de manière assez systématique dans les analyses qui suivent les résultats concernant tous les individus enquêtés et présents dans la capitale en 1998, qu'ils aient migré temporairement hors d'Antananarivo à un moment au cours de leur vie adulte ou non, et ceux qui n'ont jamais migré hors de la capitale à partir de leur 20<sup>ème</sup> anniversaire. En effet, il est probable que les caractéristiques des migrants temporaires soient différentes de celles des « sédentaires », ce qui justifie une telle distinction.

### **II-3 Evolution des revenus par tête sur le cycle de vie**

La méthodologie adoptée consiste à imputer les coefficients issus de cette analyse économétrique sur les revenus par tête des individus de l'enquête biographique en 1998 sur tout leur cycle de vie adulte. Les revenus estimés en 1998 sont donc « rétrolés » sur chaque période de vie ponctuée par des événements (changement de logement, de vie matrimoniale, professionnelle ou changement dans la constitution de la famille). Dans une première approche, on prend comme données les conditions socio-économiques de 1998 et on analyse l'évolution des revenus par tête sur le cycle de vie. On recourt donc à une hypothèse sous-jacente forte de stabilité des conditions socio-économiques dans le temps<sup>30</sup>. Par la suite, une correction de la constante de la régression du revenu permet une prise en compte des évolutions macro-économiques qui ont affecté l'agglomération sur le temps correspondant aux trajectoires de vie reconstituées par l'enquête biographique. Une étude antérieure de la consommation des ménages sur longue période (1960-1995) à Antananarivo a permis de dégager

---

<sup>30</sup> En particulier, on suppose que les rendements de l'éducation sont constants sur la période, ce qui est clairement une limite au modèle. Cependant, l'hypothèse d'une croissance effective des rendements de l'éducation à Antananarivo des années 1960 aux années 1990 n'est pas assurée. Pour exemple, sur la période 1995-1999, Cogneau (2001) a pu mettre en évidence une « surprenante stabilité des rendements de l'éducation » dans chaque secteur d'activité en comparant les équations de salaires horaires potentiels des deux années. « La seule différence statistiquement significative entre les estimations des deux années est le mouvement des constantes des deux équations, traduisant les fortes hausses de rémunérations nominales (mais également réelles) » sur la période (Cogneau, 2001), ce que reflète par ailleurs l'évolution de la consommation par tête (Cf. Tableau 2).

l'évolution décroissante de la consommation par tête jusqu'en 1995 résumée dans le tableau suivant :

**Tableau n°2: Evolution de la consommation par tête entre 1968 et 1998 (en Fmg constants 1995)**

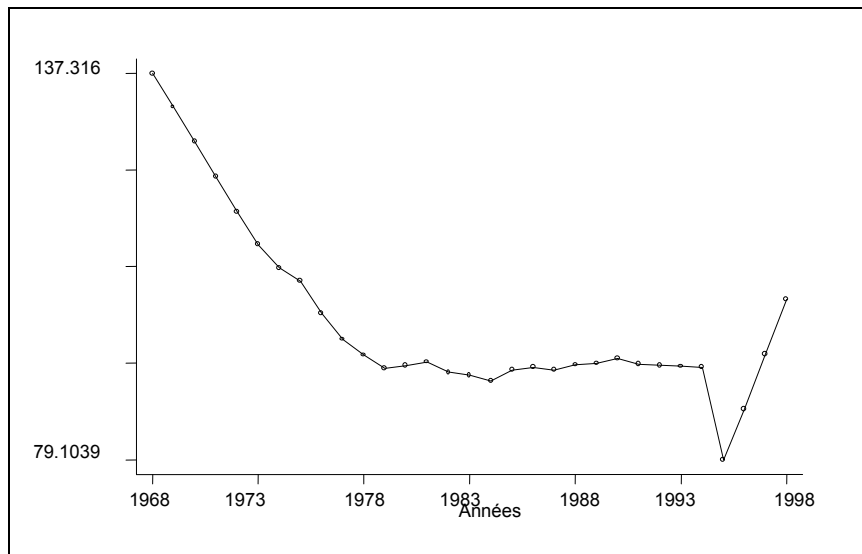
<b>Années</b>	<b>1968/1977</b>	<b>1978/1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995/1998</b>
<b>Evolution annuelle (en %)</b>	-2,9	-0,4	-15,7	+9,05

*Source* : Chiffres tirés de Ravelosoa et Roubaud, 1996.

On remarque que la consommation par tête a augmenté de 29,7% en volume de 1995 à 1998, soit de 9,05% par an. Ces tendances générales ont été intégrées à l'analyse pour corriger la constante de la régression. Une autre méthode aurait consisté à mesurer l'évolution des revenus estimés au niveau agrégé par périodes puis à rectifier la constante de la régression de telle sorte que la tendance estimée suive celle que l'on observe pour la consommation par tête. Cependant, cette méthode présente la même limite que celle qui a été mise en oeuvre, à savoir que dans la population de référence en 1998, une faible proportion d'individus d'âge actif est présente au début de la décennie 1960 alors que les tendances agrégées concernent à chaque période une population d'individus dont la structure est différente de celle de l'enquête. Ainsi, les tendances générales reflètent à la fois des effets de conjoncture et des effets de structure. Dans la correction appliquée à la constante, ces deux types d'effets ne sont pas dissociés. Les revenus par tête agrégés sur la période 1968-1998<sup>31</sup>, après correction de la constante, suivent finalement l'évolution représentée par la Figure n°2, toutes générations confondues.

<sup>31</sup> La période est ainsi bornée puisque la proportion d'enquêtés est assez restreinte durant les années précédant 1968.

**Figure n° 2: Evolution du revenu mensuel moyen par tête estimé (en milliers de Fmg) sur la période 1968-1998 (a)**

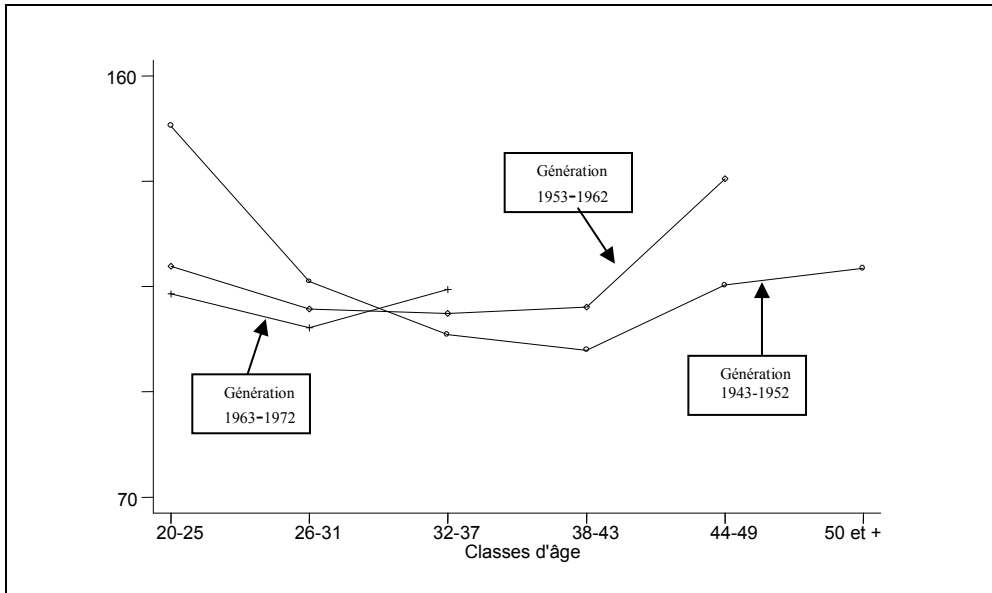


(a) Avec effets fixes et après correction de la constante  
 Source: Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

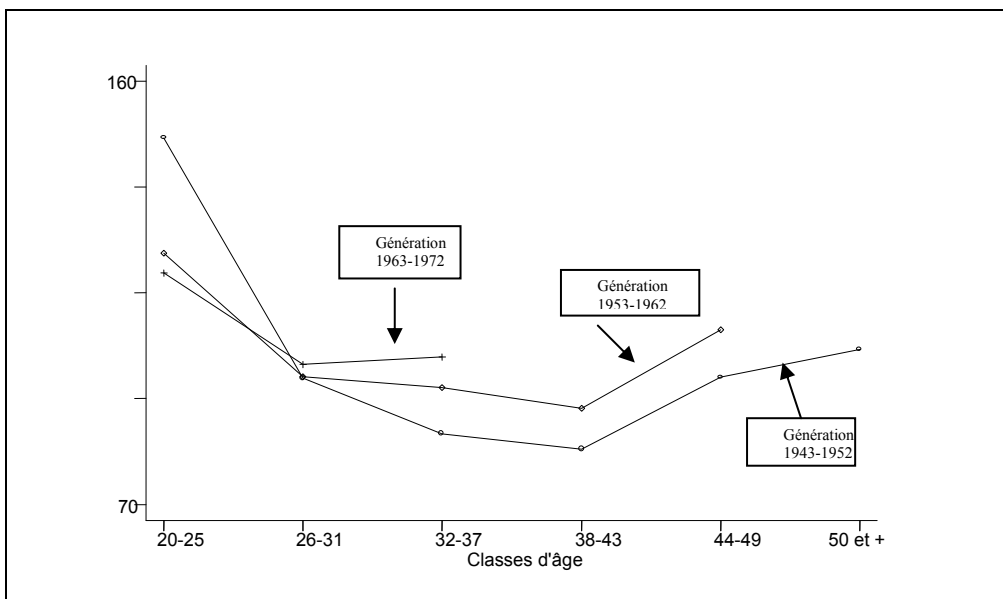
L'estimation des revenus par tête rend bien compte de la décroissance de la consommation par tête jusqu'en 1995, avec une forte chute en 1994, puis de la reprise qui caractérise la période récente. Il est alors possible de reconstituer le profil de l'évolution des revenus par tête sur le cycle de vie des individus au même âge en les distinguant par générations (cf. Figures n°3 et n°4).

**Figures n°3 et n°4: Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en milliers de Fmg) selon les générations (a)**

**Tous les individus**



**Individus ayant toujours vécu à Antananarivo**



(a) Avec effets fixes à 80% et après correction de la constante

*Source:* Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

*Lecture des figures:* Le dernier point pour chaque génération correspond à l'année 1998 pour les âges les plus élevés de la cohorte. En suivant le tracé du revenu par tête par génération, on recule donc dans le temps et dans l'âge des individus, par intervalles de 6 années afin d'obtenir un profil « lissé » et moins erratique que celui que l'on obtient âge par âge.

L'analyse exclut le début du cycle de vie de 0 à 20 ans pour lequel les revenus des individus suivent l'évolution de situations souvent transitoires ou sont tributaires des



revenus de leur ménage d'appartenance. De plus, imputer le revenu de 1998 sur les jeunes âges aurait faussé l'image de l'évolution du revenu sur le cycle de vie car les analyses économétriques précédentes ne portent que sur des individus âgés de 20 à 55 ans au moment de l'enquête. Les bornes des classes d'âge ont été déterminées de telle sorte qu'un effectif statistiquement suffisant d'individus soit présent dans chacune des classes.

**Tableau n°3 : Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en milliers de Fmg) par classes d'âge selon les générations (a)**

Classes d'âge	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	Génération			Génération		
	1943-1952	1953-1962	1963-1972	1943-1952	1953-1962	1963-1972
<b>Avant correction de la constante</b>						
20-25 ans	125,74	122,00	123,72	124,6	126,27	130,07
26-31 ans	112,64	116,87	118,27	94,17	103,16	110,90
32-37 ans	109,28	120,25	122,84	88,70	104,58	108,94
38-43 ans	109,46	123,41	-	88,15	101,00	-
44-49 ans	127,95	141,68	-	107,91	110,00	-
50 ans et plus	130,70	-	-	112,79	-	-
<b>Après correction de la constante</b>						
20-25 ans	149,23	119,28	113,39	147,90	123,36	119,24
26-31 ans	116,08	110,22	106,21	96,91	97,17	99,75
32-37 ans	104,74	109,28	114,40	84,96	94,9	101,40
38-43 ans	101,35	110,64	-	81,70	90,45	-
44-49 ans	115,37	137,96	-	97,10	107,11	-
50 ans et plus	118,92	-	-	102,9	-	-

(a) avec effets fixes à 80%.

Source: Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

La sensibilité du profil de revenus sur le cycle de vie a été également testée par la prise en compte d'une échelle d'équivalence, ce qui ne modifie pas le profil global constaté sur les revenus par tête, à l'exception de la position moins favorable du sous-groupe des non migrants de la jeune génération. Les résultats correspondants à l'échelle d'équivalence la mieux adaptée au contexte malgache (Ravelosoa, 1999) sont présentés en Annexe A (cf. Figures n°7 et Tableaux n°14, n°16 et n°17). Avec cette échelle d'équivalence, qualifiée d'échelle « Madio », le chef de ménage compte pour une unité de consommation, un adulte supplémentaire pour 0,8 unité et un enfant supplémentaire de moins de 15 ans pour 0,7 unité.

Examinons à présent l'évolution du revenu par tête estimé des différentes générations par regroupement en classes d'âges. Sur ce cycle de vie « tronqué », on constate une tendance à la baisse des revenus moyens par tête jusqu'à environ 43 ans, puis un redressement du profil au-delà de cet âge pour les deux plus vieilles générations. Le profil de revenu pour les tranches d'âge élevées (plus de 44-49 ans) qui représente la plus vieille génération (1943-1952) montre que le revenu moyen par tête augmente dans le temps et avec l'âge sur tout l'échantillon. Néanmoins, les revenus par tête à ces âges restent inférieurs à ceux perçus par les mêmes individus lorsqu'ils étaient âgés de 20-25 ans vers le milieu des années 1960. Nous n'avons malheureusement pas de possibilité de comparaison avec les autres générations à ces âges.

Entre 38 et 44 ans, les revenus par tête commencent à augmenter pour les deux générations concernées et atteignent des niveaux supérieurs à ceux perçus en début de vie adulte pour la génération intermédiaire. Cette génération 1953-1962 présente un profil de revenu supérieur à la génération qui la précède. Les revenus par tête stagnent aux âges correspondant à la constitution des familles, entre les classes 26-31 ans et 38-43 ans. Toutefois, on constate que la génération des individus nés entre 1953 et 1962 subit moins fortement la baisse de niveau de vie constatée sur la génération 1943-1952, les revenus moyens augmentant même très légèrement avec l'âge de manière plus précoce dans le cycle de vie – dès 26-31 ans - par rapport à la vieille génération. Pour ceux qui sont nés entre 1963 et 1972, le profil présente une tendance à la hausse dès la seconde classe d'âge (26-31 ans) mais à des niveaux inférieurs par rapport à leurs aînés au même âge après une baisse moins forte entre 20 et 26 ans. Cette génération semble s'en sortir mieux que les deux générations qui la précèdent autour de la trentaine. Plusieurs explications sont possibles, concernant la taille des ménages et les conditions sur le marché du travail.

Tout d'abord, la descendance finale a fortement chuté au cours des trois dernières décennies. En effet, à 30 ans, les individus de la génération intermédiaire ont une descendance atteinte (nombre d'enfants nés vivants) de 2,7 enfants, inférieure à celle de leurs aînés qui ont eu en moyenne 3,4 enfants au même âge. La plus jeune génération n'a eu en moyenne que 1,8 enfants à cet âge. De même, à 40 ans, la descendance atteinte est de 4,8 enfants pour la vieille génération et de 3,9 enfants pour la génération

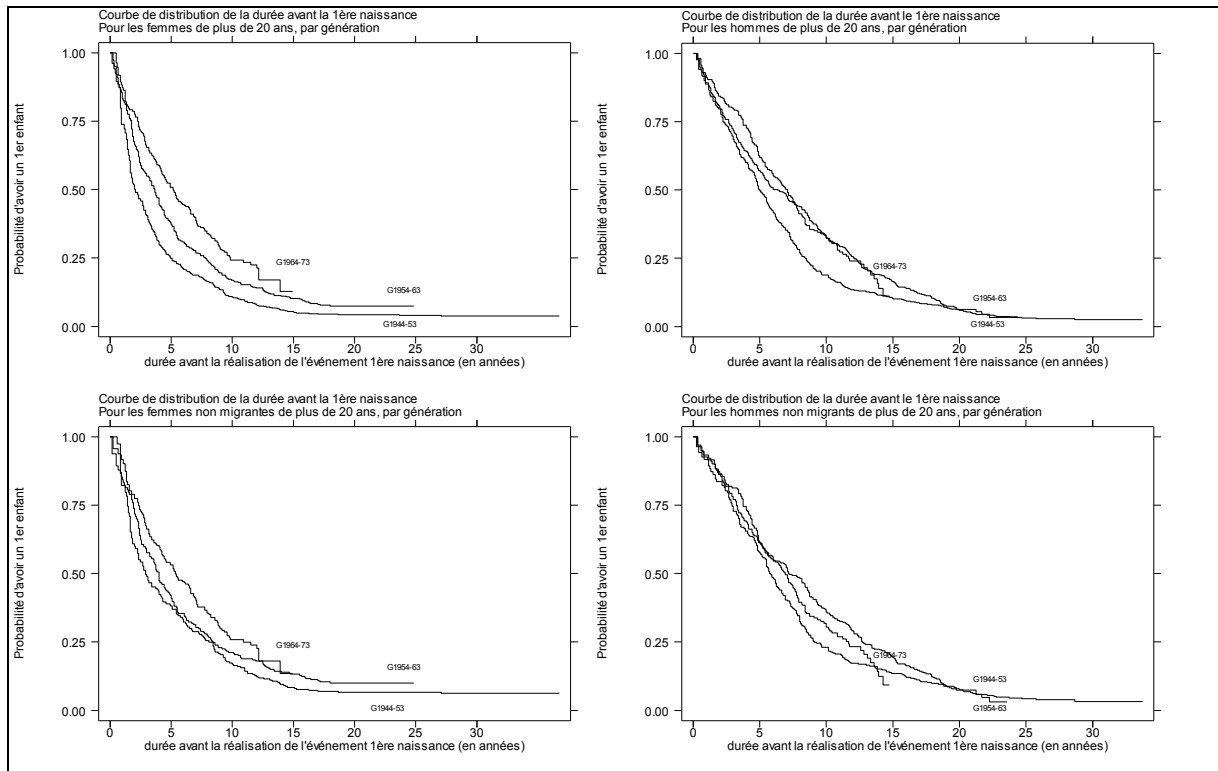
intermédiaire. De plus, le calendrier des naissances a reculé dans le temps avec les générations. Les femmes de la jeune génération sont 21% à avoir eu leur premier enfant avant 20 ans, alors que celles de la vieille génération étaient 35% au même âge. L'âge médian à la première naissance est de 22,1 pour celles nées entre 1943 et 1952, de 22,3 ans pour celles de la génération 1953-1963 et de 24,3 pour les plus jeunes (1963-1972)<sup>32</sup>. Les figures n°5 mettent bien en évidence le recul de l'âge au premier enfant entre générations, particulièrement visible pour les femmes à partir de 20 ans, qu'elles soient migrantes temporaires ou non à partir de cet âge.

Les naissances sont de plus en plus espacées au fil du temps : une naissance sur trois - soit 34% des femmes - de la génération la plus âgée est survenue moins de deux ans après la précédente, contre une naissance sur quatre (26% des femmes) pour la génération intermédiaire et une naissance sur cinq (22% des femmes) pour la jeune génération. Aussi, les enfants moins nombreux et arrivant moins précocement dans la vie des jeunes générations expliquent que les revenus par tête ne chutent pas autant que ceux de la vieille génération aux âges correspondant à l'agrandissement des familles.

---

<sup>32</sup> Antoine, Bocquier, Razafindratsima et Roubaud (dir.), 2000.

**Figures n°5 : Courbes de Kaplan-Meier de distribution de la durée avant la 1ère naissance, selon le sexe et la génération.**



Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

*Lecture des figures :* L'estimateur de la fonction de séjour, dit de Kaplan-Meier, permet de calculer la probabilité de connaître un événement dans chaque intervalle de temps. La courbe ainsi obtenue représente la proportion d'individus n'ayant pas encore connu l'événement « première naissance » pour chaque âge à partir de 20 ans (troncature à gauche). Cette proportion a une signification probabiliste puisqu'elle décrit le comportement hypothétique de cohortes qui auraient connu les mêmes conditions de vie pour que l'événement « première naissance » se réalise. Aussi, la seule hétérogénéité entre générations est introduite par l'âge auquel chaque individu a son premier enfant<sup>33</sup>.

D'autre part, de meilleures conditions sur le marché du travail (accès à plus d'emplois formels privés depuis le début des années 1990, meilleure insertion des femmes dans ce segment de l'emploi pour les plus jeunes générations) peuvent expliquer la moindre baisse de niveau de vie en début de vie active pour les plus jeunes. La jeune génération est en effet celle qui compte la plus grande proportion de salariés du secteur formel<sup>34</sup> : entre 26 et 31 ans, la jeune génération compte 20,7% de travailleurs formels, contre 14,6% pour la génération intermédiaire et 18,2% pour la vieille génération au même âge. Entre 32 et 37 ans, ils sont respectivement 26,3%, 15,5% et 18,3% à travailler dans

<sup>33</sup> Voir Bocquier (1996b) ou Courgeau et Lelièvre (1989) pour des approfondissements théoriques sur l'estimateur de Kaplan-Meier et les fonctions de séjour.

<sup>34</sup> On définit les emplois formels comme les emplois du secteur privé, enregistrés statistiquement et donnant lieu à une rémunération fixe. Des définitions moins restrictives (emplois privés et enregistrés seulement ou encore privés et à salaire fixe uniquement) mènent aux mêmes conclusions.

le secteur formel alors que l'insertion dans ce secteur est plus difficile pour les jeunes générations avant 26 ans : entre 20 et 25 ans, les taux s'élèvent à seulement 10,9% pour la jeune génération alors que 15,2% des individus de la plus vieille génération étaient dans le secteur formel au même âge<sup>35</sup>.

Le profil de revenu par tête moyen sur le cycle de vie des individus ayant toujours vécu à Antananarivo présente la même allure générale, avec un « creux » plus marqué que lorsque l'on considère tout l'échantillon. Ce constat indique que les individus adultes qui restent durablement dans la capitale ont des caractéristiques qui semblent leur assurer un revenu par tête moins élevé en moyenne que ceux qui migrent ailleurs, même temporairement. En outre, la part des migrants à partir de 20 ans dans chaque génération a eu tendance à diminuer, passant de plus de 50 % dans la génération la plus âgée à environ 30 % pour la génération intermédiaire et 20 % pour la plus jeune<sup>36</sup>.

Pour les jeunes non migrants, leur position plus proche de celle de la génération qui les précède à 20-25 ans se dégrade plus fortement et semble se maintenir à un niveau plus faible que celui estimé sur tout l'échantillon. Les non migrants de cette génération connaissent une chute du revenu par tête moyen jusqu'à 26 ans comme les générations aînées. Ceci est peut-être dû à la dégradation des conditions d'activité pour le premier emploi des individus de la jeune génération dans la capitale. En effet, le délai d'accès à un premier emploi « de qualité » s'est allongé dans le cycle de vie pour les plus jeunes par rapport aux générations précédentes<sup>37</sup> même s'ils s'insèrent mieux par la suite sur le marché du travail par rapport à leurs aînés.

Finalement, alors qu'au niveau macro-économique, la période étudiée est caractérisée par une baisse continue du PIB par tête de 36,8% de 1961 à 1995, le constat que l'on est en mesure de faire au regard de ces résultats microéconomiques, malgré toutes les limites de la méthode, est moins pessimiste. Les taux de croissance du revenu par tête moyen entre les âges extrêmes sont de -20,3% pour la génération 1943-1952, de 15,7% pour la génération 1953-1962 et de 0,9% pour la génération 1963-1972 après avoir pris

---

<sup>35</sup> Pour une analyse plus approfondie des salaires et des caractéristiques des emplois entre générations, se reporter à l'Annexe B.

<sup>36</sup> Rappelons que les générations les plus jeunes n'ont pas traversé toutes les tranches d'âge de 20 à plus de 50 ans, ce qui minore leur propension à migrer hors de la capitale au cours de leur cycle de vie.

<sup>37</sup> Antoine, Bocquier, Razafindratsima et Roubaud (dir.), 2000.

en compte les évolutions macro-économiques (correction de la constante)<sup>38</sup>. La conjoncture semble avoir été favorable à la génération intermédiaire et à la jeune génération puisque les taux de croissance des revenus par tête moyens sur le cycle de vie sont respectivement de 0,16% et de -0,7% avant la correction de la constante de la régression. A l'inverse, pour la génération la plus vieille dont le cycle de vie est «complet» et le taux de 3,9% avant correction de la constante<sup>39</sup>, l'évolution macro-économique semble avoir été particulièrement préjudiciable en termes de niveau de vie.

Pour la plus jeune génération dont le cycle de vie est court, on ne peut prendre cette croissance du revenu moyen de 0,9 % qu'avec précaution. Néanmoins, aux même âges, jusqu'à 32-37 ans, les revenus par tête de la génération 1943-1952 avaient chuté de 29,8% et ceux de la génération 1953-1962 de 8,4%<sup>40</sup>. *In fine*, la génération intermédiaire (1953-1962) s'en sort mieux que la génération aînée, et on peut présager d'une évolution encore plus favorable pour la jeune génération dans la poursuite de son cycle de vie pour les années futures si les tendances d'amélioration macro-économiques perceptibles depuis 1995 et avant la crise politique de 2002 se poursuivent.

Ces constats ne portent que sur des évolutions moyennes du revenu par tête estimé sur le cycle de vie. Il convient désormais de s'attacher aux disparités de revenus durant les trois dernières décennies puis sur la période récente (1988-1998) pour compléter l'analyse, ce qui fait donc l'objet de la dernière partie de ce chapitre.

## **II-4 Inégalités de revenus et mobilité au cours du cycle de vie**

### II-4-1 Inégalités sur les trois dernières décennies : 1968 – 1998

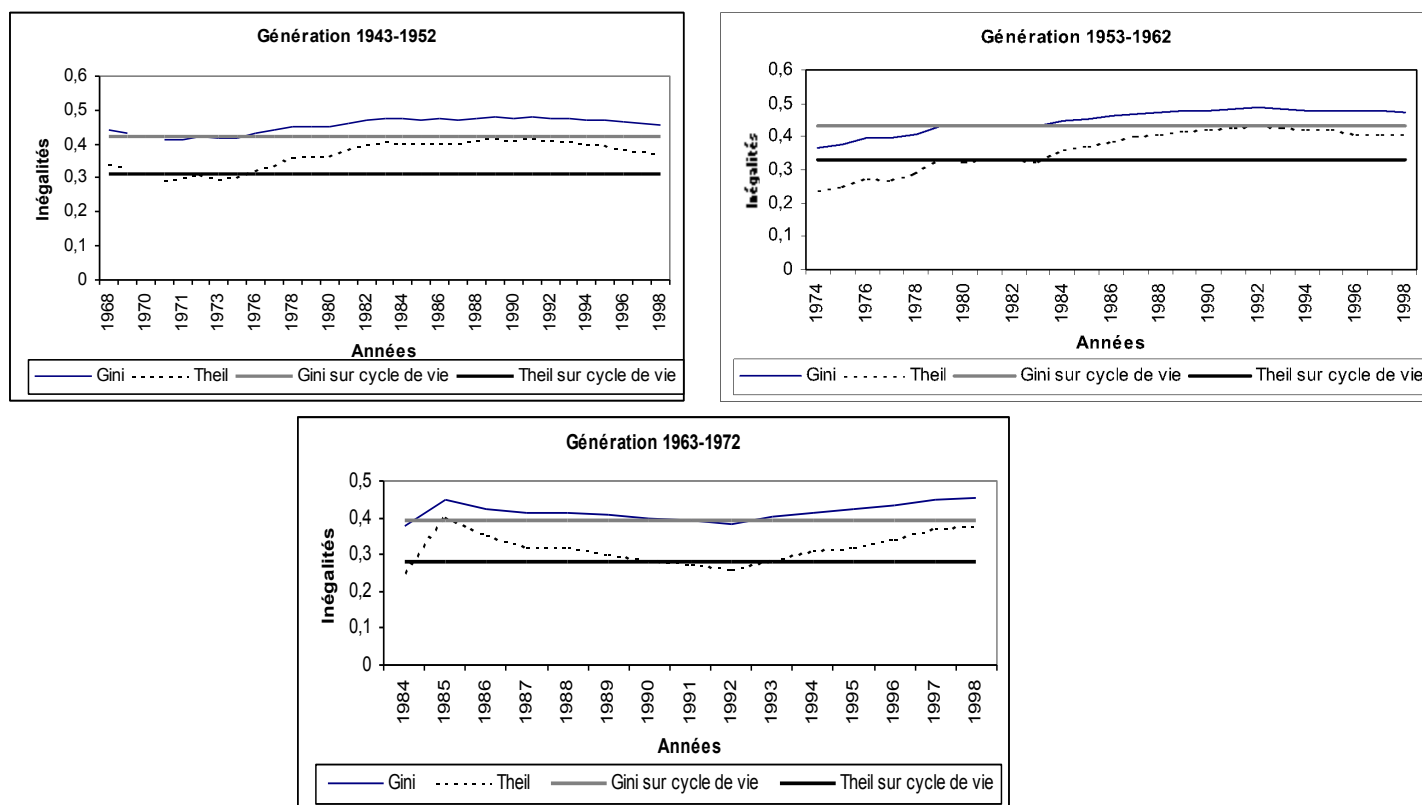
---

<sup>38</sup> Soit, compte tenu des bornes des classes d'âge, des taux annuels au plus de -10.6 % et au moins de -0.8% (génération 1943-1952), au plus de 0.9% et au moins de 0.6% (génération 1953-1962), au plus de 0.15% et au moins de 0.06% (génération 1963-1972).

<sup>39</sup> Soit, compte tenu des bornes des classes d'âge, des taux annuels au plus de 0.15 % et au moins de 0.1% (génération 1943-1952), nuls pour la génération 1953-1962 et au plus de -0.11% et au moins -0.05 % (génération 1963-1972).

Sur la période 1968-1998<sup>41</sup>, on constate une légère augmentation des inégalités pour les deux générations les plus vieilles, année par année, alors que la plus jeune génération ne semble pas avoir connu cette évolution, sur un cycle de vie et une durée plus courts bien entendu. La comparaison des inégalités évaluées sur la moyenne des revenus par tête estimés sur tout le cycle de vie – lui-même borné inférieurement par une période de référence propre à chaque génération - et des inégalités annuelles montre que les inégalités annuelles sont surestimées, pour toutes les générations et sur la plus grande partie des périodes analysées (cf. Figures n°6).

**Figures n°6 : Mesures des inégalités annuelles et sur le cycle de vie, par génération. 1968- 1998 (a) Tous les individus**



(a) Revenu par tête avec effets fixes à 80% et après correction de la constante.

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

D'autre part, le revenu sur le cycle de vie est légèrement plus concentré que le revenu courant, les indices de Gini en 1998 étant respectivement de 0,40 pour les deux

<sup>40</sup> Sur le cycle de vie tronqué jusqu'à 32-37 ans, pour les individus qui n'ont jamais migré hors de la capitale, la génération intermédiaire a connu un taux de décroissance du revenu moyen de 23%, la vieille génération de 42% alors que les plus jeunes ont connu une chute du revenu moyen de 15 %.

<sup>41</sup> Avant 1968, l'échantillon d'individus est trop restreint pour mener des analyses d'inégalités. L'étude débute donc en 1968 où suffisamment d'individus de la génération 1943-1952 sont âgés de 20 ans.

échantillons et de 0,463 toutes générations confondues pour l'ensemble des individus (cf. Tableau n°8).

Le rapport R(I) entre l'inégalité des revenus moyens reçus sur l'ensemble de la période considérée et la moyenne des inégalités annuelles (pondérées par les revenus annuels moyens) indique dans quelle proportion l'inégalité annuelle moyenne au sein d'une cohorte surestime l'inégalité sur le cycle de vie (Bourguignon et Morrisson, 1984).

**Tableau n°4 : Rapport R(I) des inégalités sur le cycle de vie sur les inégalités annuelles**

	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	1978 n=1296	1988 n=2056	1998 n=2403	1978 n=676	1988 n=1110	1998 n=1406
<b>Coefficient de Gini</b>						
- 1943-1952	0,95	0,95	0,95	0,93	0,92	0,92
- 1953-1962	0,98	0,99	0,97	0,97	0,96	0,96
- 1963-1972	-	0,96	0,95	-	0,97	0,94
<b>Indice de Theil</b>						
- 1943-1952	0,89	0,88	0,95	0,81	0,79	0,80
- 1953-1962	0,95	0,94	0,93	0,97	0,90	0,89
- 1963-1972	-	0,92	0,88	-	0,90	0,84

*Source:* Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

On remarque que sur les années 1978, 1988 et 1998, le rapport R(I) est supérieur à 0,95 pour le coefficient de Gini et compris entre 0,88 et 0,95 pour l'indice de Theil. Ces valeurs sont supérieures à celles calculées par Bourguignon et Morrisson (1984) sur un échantillon de 500 profils de cadres français entre 1950 et 1978 : 0,87 pour le coefficient de Gini et 0,75 pour l'indice de Theil. Elles indiquent que la mobilité est très limitée sur notre échantillon, quelles que soient la génération et l'année considérées<sup>42</sup>.

En croisant les déciles du revenu moyen courant (en 1998) et du revenu en début de cycle de vie, on détermine si les individus se situent au même niveau de la distribution pour ces deux types de revenus et on peut apprécier ainsi leur mobilité (cf. Tableau n°5 et Tableaux n°15 et n°16 en Annexe A pour les non migrants et la prise en compte de l'échelle d'équivalence). Il ne s'agit pas ici d'une analyse de la mobilité strictement comparable à celles que l'on trouve habituellement dans la littérature concernant cette problématique sur la base de matrices de transition. En effet, les estimations des revenus par tête en 1998 et au début du cycle de vie (à 20 ans) sont différentes dans le sens où

<sup>42</sup> En effet, plus le rapport R(I) est proche de 1, plus les inégalités annuelles et les inégalités sur le cycle de vie sont identiques et par conséquent moins la mobilité est forte.



les caractéristiques individuelles non observables en 1998 représentent 20% de l'estimation (80% du résidu ayant été imputé aux effets fixes individuels) alors que cette part de « bruit aléatoire » est nulle dans l'estimation rétrospective des revenus par tête à l'âge de 20 ans. Néanmoins, une comparaison de la situation des individus dans la distribution par déciles à ces deux instants permet une certaine appréciation de la mobilité sur le cycle de vie.

La distribution du revenu annuel moyen dans les déciles de revenu sur le cycle de vie (colonnes) peut être lue en descendant dans les déciles annuels (lignes). Par exemple, un individu dont le revenu en début de cycle de vie le place dans le premier décile (moins de 30,22 milliers de Fmg par mois) a 49,77% de chances de se situer dans le premier décile de revenu courant (28,62 milliers de Fmg par mois, cf. Tableau n°7) en 1998. A l'opposé, un individu qui se situe dans le dernier décile de revenu courant en 1998 (plus de 269,79 milliers de Fmg par mois) a 47,62 % de chances d'avoir appartenu au dernier décile au début de son cycle de vie (plus de 232,4 milliers de Fmg par mois).

**Tableau n°5 : Tableau croisé des déciles des revenus par tête moyens en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %)**

Tous les individus	Déciles de revenu en début de cycle de vie (a)									
Déciles de revenu courant prédit en 1998	1 <sup>er</sup>	2 <sup>ème</sup>	3 <sup>ème</sup>	4 <sup>ème</sup>	5 <sup>ème</sup>	6 <sup>ème</sup>	7 <sup>ème</sup>	8 <sup>ème</sup>	9 <sup>ème</sup>	10 <sup>ème</sup>
1 <sup>ème</sup>	49,77	23,96	9,68	6,91	3,23	4,15	0,92	0,46	0,46	0,46
2 <sup>ème</sup>	19,55	<b>21,82</b>	17,27	17,73	9,55	8,18	2,27	1,82	0,45	1,36
3 <sup>ème</sup>	12,22	24,43	<b>19,91</b>	12,67	13,57	7,24	4,52	2,71	2,71	0,00
4 <sup>ème</sup>	3,80	9,28	15,61	<b>16,03</b>	15,19	13,08	10,97	8,02	6,33	1,69
5 <sup>ème</sup>	3,45	5,60	14,66	15,52	<b>12,07</b>	16,38	12,07	8,19	7,33	4,74
6 <sup>ème</sup>	2,54	7,63	6,36	11,86	11,02	<b>11,86</b>	11,44	18,64	10,59	8,05
7 <sup>ème</sup>	0,84	1,26	7,95	7,53	15,06	9,21	<b>11,30</b>	21,34	15,06	10,46
8 <sup>ème</sup>	0,38	3,05	4,58	5,73	9,16	11,45	15,27	<b>17,56</b>	15,27	17,56
9 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	1,53	4,96	8,02	11,45	14,89	16,03	<b>24,43</b>	18,70
10 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	0,00	0,37	1,83	6,23	8,06	16,12	19,78	<b>47,62</b>

(a) Revenu par tête (avec effets fixe à 80% et constante corrigée) estimés en début de vie adulte des individus (à 20 ans).

Source: Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

La présentation des déciles croisés pour les autres périodes ou des sous-populations (générations, « non migrants » etc.) est impossible. D'autres indicateurs résument la mobilité de manière plus synthétique.

A l'instar de Bourguignon et Morrisson (1984), on peut calculer le taux d'immobilité et le saut absolu moyen, deux indicateurs qui appréhendent la mobilité entre déciles<sup>43</sup> (cf. Tableau n°6). Entre l'âge de 20 ans et l'année 1998 (quelque soit l'âge), le taux d'immobilité « élargi » inter déciles est de 53,04 %. Autrement dit, les individus ont environ 50% de chances de se trouver dans des déciles de revenus qui se jouxtent, entre le début de leur vie active et l'année de l'enquête, ce qui traduit une mobilité relativement faible. Les générations les plus âgées n'apparaissent pas plus mobiles que la plus jeune génération, même si leur cycle de vie n'est pas strictement comparable en termes de durée. Au sens strict, les individus ont environ 23% de chances de se trouver dans la même classe de revenu en 1998 et au début de leur cycle de vie.

La mobilité des non migrants entre 20 ans et 1998 se situe globalement à un niveau similaire mais les différences générationnelles semblent plus marquées : la mobilité élargie de la jeune génération semble moins importante que celle des deux autres cohortes mais elle concerne moins d'individus qui sont moins avancés dans leur cycle de vie, ce qui rend la comparaison délicate.

Entre 30 ans et l'année 1998, la mobilité (élargie et stricte) est en moyenne plus faible par rapport au tout début de la vie active (environ 60% et 30% respectivement, pour les deux catégories d'échantillon). Ce constat est surtout vrai pour les deux plus vieilles générations qui, rappelons-le, sont à 30 ans dans une phase de décroissance du revenu par tête qui a débuté par une chute encore plus marquée dès l'entrée dans la vie adulte. La jeune génération en revanche semble avoir une plus grande probabilité de mobilité : à 30 ans, la fin du cycle de vie de ces jeunes tel que l'on peut l'observer est presque atteinte et ces derniers connaissent une situation plutôt favorable de redressement des revenus par tête.

**Tableau n°6: Taux d'immobilité (en %) et saut absolu moyen entre revenu par tête en 1998 et revenu estimé à différentes étapes du cycle de vie (a), par génération et par décile.**

---

<sup>43</sup> Ces deux indicateurs, adaptés à l'analyse de la mobilité, sont habituellement calculés à partir de matrices de transitions. Le taux d'immobilité « strict » représente la proportion d'individus inscrits dans la diagonale principale du tableau croisant les déciles de revenus (Tableau 5) où se trouvent tous ceux qui n'ont pas changé de classes de revenu. Le taux que nous avons qualifié « d'élargi » inclut les individus se situant dans les deux diagonales mineures, au-dessus et en-dessous de la diagonale principale. Une mobilité parfaite, c'est-à-dire une probabilité égale pour chaque individu de se trouver dans chacun des déciles, quelle que soit sa position initiale, correspond à un taux d'immobilité de 28 %, et non 30 % puisqu'il n'y a pas de décile immédiatement inférieur ou supérieur pour les déciles extrêmes (Bourguignon et Morrisson, 1984).

	Tous les individus		Individus ayant toujours vécu à Antananarivo	
	Entre 20 ans et l'année 1998	Entre 30 ans et l'année 1998	Entre 20 ans et l'année 1998	Entre 30 ans et l'année 1998
	<b>Taux d'immobilité « élargi »</b>	<b>53,04</b>	<b>61,33</b>	<b>57,65</b>
- 1943-1952	51,12	66,67	55,24	66,43
- 1953-1962	54,65	70,88	57,32	71,34
- 1963-1972	53,43	41,98	60,08	39,64
<b>Taux d'immobilité « strict »</b>	<b>23,36</b>	<b>31,95</b>	<b>23,83</b>	<b>29,90</b>
- 1943-1952	22,03	30,74	24,94	30,77
- 1953-1962	24,00	37,71	22,68	35,46
- 1963-1972	24,20	26,08	24,03	22,97
<b>Saut absolu moyen</b>				
- 1 <sup>er</sup> décile	1,14	0,61	1,38	0,70
- 2 <sup>ème</sup> décile	1,70	1,12	1,50	0,88
- 3 <sup>ème</sup> décile	1,58	1,26	1,98	1,31
- 4 <sup>ème</sup> décile	1,93	1,29	1,83	1,21
- 5 <sup>ème</sup> décile	1,94	1,25	1,84	1,36
- 6 <sup>ème</sup> décile	2,09	1,22	1,85	1,41
- 7 <sup>ème</sup> décile	1,87	1,30	1,73	1,28
- 8 <sup>ème</sup> décile	1,82	1,10	1,50	1,15
- 9 <sup>ème</sup> décile	1,65	1,01	1,43	1,00
- 10 <sup>ème</sup> décile	1,12	0,52	0,99	0,45

(a) Revenu par tête avec effets fixes à 80% et constante corrigée

Source: Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

La décomposition par déciles de revenu pour le calcul du saut moyen absolu<sup>44</sup> met en évidence une mobilité moyenne entre revenu courant et revenu à 20 ou 30 ans pour les déciles intermédiaires (saut moyen absolu compris entre 1,10 et 2,09 du 3<sup>ème</sup> au 8<sup>ème</sup> décile), alors que pour les déciles extrêmes, la mobilité est plus faible<sup>45</sup>. A 30 ans, la probabilité de se situer dans un décile différent du décile d'appartenance en 1998 est plus faible qu'à 20 ans : certains événements - professionnels comme l'insertion sur le marché du travail, familiaux comme la descendance atteinte ou l'âge au premier enfant - ont d'ores et déjà imprimé leur marque sur les parcours de vie et les perspectives d'évolution des niveaux de vie.

#### II-4-2 Inégalités sur la période récente : 1988-1998

La répartition des revenus moyens, tous âges et toutes générations confondues, montre que sur la période 1988-1998, les écarts entre les plus riches et les plus pauvres sont restés stables. En effet, alors qu'en 1988, les 10% des individus les plus riches gagnaient en moyenne 9,5 fois le revenu des 10% les plus pauvres, ce rapport du dernier

<sup>44</sup> Le saut absolu moyen est défini ici comme la moyenne des différences, en valeur absolue, entre le rang de la classe d'un individu à un certain moment de son cycle de vie et ce rang une année donnée. En cas de parfaite mobilité, il est égal à 3,3 dans une matrice par déciles.

<sup>45</sup> Les individus appartenant aux déciles extrêmes ne peuvent « bouger » que vers le décile immédiatement supérieur (2ème décile) ou inférieur (9ème décile), ce qui explique cette plus faible mobilité.

décile sur le premier décile est passé à 8,85 en 1993 puis à 9,43 en 1998. Cette tendance à une très légère baisse des disparités entre individus entre 1988 et 1993 est confirmée par l'analyse des inégalités sur la même période. Le coefficient de Gini baisse en effet entre 1988 et 1993, passant de 0,454 à 0,444 sur tout l'échantillon. De 1993 à 1998 en revanche, les écarts se creusent à nouveau et les inégalités remontent à un niveau supérieur à celui de 1988 (coefficient de Gini égal à 0,463). Les écarts de revenus ont suivi une évolution un peu différente pour les individus qui ont toujours vécu dans la capitale puisque le rapport entre déciles extrêmes passe de 9,24 à 8,83 de 1988 à 1998 (cf. Tableau n°7). Pour ces derniers, les inégalités globales ont stagné entre 1988 et 1998, le coefficient de Gini passant de 0,445 à 0,447 (cf. Tableau n°8).

**Tableau n°7 : Déciles de revenus moyens par tête (en millier de Fmg) sur la période 1988-1998**

Déciles	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	1988	1993	1998	1988	1993	1998
<b>Avant correction de la constante</b>						
<i>1<sup>er</sup> décile</i>	26,92	28,90	28,62	26,41	27,09	26,50
<i>2<sup>ème</sup> décile</i>	39,38	40,49	39,05	37,58	38,73	35,55
<i>3<sup>ème</sup> décile</i>	51,35	52,03	49,16	46,97	47,68	45,31
<i>4<sup>ème</sup> décile</i>	63,00	63,64	61,96	55,36	57,25	55,82
<i>5<sup>ème</sup> décile</i>	75,45	77,48	73,86	67,90	70,27	67,75
<i>6<sup>ème</sup> décile</i>	90,52	92,97	92,79	83,71	86,41	81,65
<i>7<sup>ème</sup> décile</i>	110,44	113,98	113,00	101,54	104,22	98,42
<i>8<sup>ème</sup> décile</i>	136,52	140,92	138,75	128,13	130,33	120,93
<i>9<sup>ème</sup> décile</i>	172,19	179,23	182,94	181,18	165,26	158,87
<i>10<sup>ème</sup> décile</i>	255,78	255,74	269,79	243,92	243,22	234,02
<b>D10/D1</b>	<b>9,50</b>	<b>8,85</b>	<b>9,43</b>	<b>9,23</b>	<b>8,98</b>	<b>8,83</b>
<b>Après correction de la constante</b>						
<i>1<sup>er</sup> décile</i>	25,22	26,54	(a)	24,74	24,88	(a)
<i>2<sup>ème</sup> décile</i>	36,90	37,18	-	35,21	35,57	-
<i>3<sup>ème</sup> décile</i>	48,11	47,78	-	44,00	43,78	-
<i>4<sup>ème</sup> décile</i>	59,03	58,43	-	51,87	52,58	-
<i>5<sup>ème</sup> décile</i>	70,68	71,15	-	63,62	64,53	-
<i>6<sup>ème</sup> décile</i>	84,81	85,37	-	78,43	79,35	-
<i>7<sup>ème</sup> décile</i>	103,47	104,67	-	95,13	95,70	-
<i>8<sup>ème</sup> décile</i>	127,90	129,41	-	120,04	119,68	-
<i>9<sup>ème</sup> décile</i>	161,32	164,58	-	169,74	151,75	-
<i>10<sup>ème</sup> décile</i>	239,63	234,84	-	228,52	223,35	-
<b>D10/D1</b>	<b>9,50</b>	<b>8,85</b>	<b>9,43</b>	<b>9,24</b>	<b>8,98</b>	<b>8,83</b>

(a) Chiffres non reportés car identiques au revenu par tête sans correction de la constante qui est inchangée en 1998.

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

Il semble qu'en analyse transversale, l'inégale répartition des revenus soit essentiellement le fait de disparités à l'intérieur des générations et non pas entre les générations (cf. Tableau n°8).

**Tableau n°8 : Indices d'inégalités sur la période 1988-1998 par génération (a)**

Indices d'inégalités	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	1988	1993	1998	1988	1993	1998
Gini	0,454	0,444	0,463	0,445	0,453	0,447
Theil	0,378	0,355	0,386	0,363	0,368	0,354
Inégalités par génération*						
- 1943-1952	0,413	0,410	0,371	0,377	0,368	0,325
- 1953-1962	0,407	0,429	0,405	0,392	0,436	0,431
- 1963-1972	0,319	0,286	0,379	0,307	0,332	0,321
Inégalités intra-génération*	99,6 %	100%	99,8 %	96,5%	99,0%	99,9%
Inégalités inter- générations*	0,4 %	0,0 %	0,2%	3,5%	1,0%	0,1%

(a) Revenu par tête après correction constante et avec effets fixes

\* indice de Theil

*Source* : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

Par ailleurs, la répartition des revenus moyens par tête est plus égalitaire pour la plus jeune génération par rapport aux deux autres cohortes. Reste que les inégalités calculées sur le revenu par tête estimé en 1998 sont surestimées par rapport aux inégalités sur le cycle de vie. En effet, le coefficient de Gini sur le cycle de vie est égal à 0,40 et l'indice de Theil égal à 0,30 pour l'ensemble de l'échantillon, à 0,31 pour la plus vieille génération, à 0,32 pour la génération intermédiaire et 0,27 pour la jeune génération<sup>46</sup>.

La décomposition des inégalités par niveau éducatif entre 1988 et 1998 montre que les inégalités entre niveaux éducatifs prennent en compte 22,6% puis 28,6% des inégalités alors que les inégalités à même niveau éducatif appréhendent 77,4 % puis 71,4 % des inégalités sur tout l'échantillon. Sans les effets fixes individuels, cette décomposition attribue une part égale à environ 42% aux inégalités entre niveaux identiques et 58% aux inégalités à même niveau éducatif.

<sup>46</sup> Respectivement de 0.26, 0.33 et 0.25 pour ceux qui ont toujours vécu à Antananarivo.

**Tableau n°9 : Décomposition des inégalités par niveau d'éducation sur la période 1988-1998 (a)**

Indices d'inégalités	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	1988	1993	1998	1988	1993	1998
Theil	0,378	0,355	0,386	0,363	0,368	0,354
Inégalités à niveau éducatif identique	77,4 %	76,1%	71,4 %	83,2 %	86,5%	77,4 %
Inégalités entre niveaux éducatifs	22,6%	23,9 %	28,6 %	16,8 %	13,5 %	22,6 %

(a) Revenu par tête après correction constante et effets fixes

*Source* : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

Enfin, en croisant les générations avec les différents niveaux éducatifs, on constate que ce sont les inégalités au sein d'une même génération à niveaux éducatifs identiques qui constituent la majeure partie des inégalités, alors que les inégalités entre générations éduquées pareillement appréhendent faiblement les disparités de revenus (cf. Tableau n°10). Pour les individus qui n'ont bénéficié d'aucune scolarité, l'évolution entre 1988 et 1998 montre que la part des inégalités intergénérationnelles baisse fortement au bénéfice de celle des inégalités intra-générationnelles qui prédominent<sup>47</sup>.

**Tableau n°10 : Contributions des inégalités intra et intergénérationnelles selon le niveau éducatif (a)**

Inégalités	1988		1993		1998	
	Intra-générationnelles	Inter-générationnelles	Intra-générationnelles	Inter-générationnelles	Intra-générationnelles	Inter-générationnelles
Sans éducation	74,8 %	25,2 %	96,8%	3,2 %	97,9%	2,1 %
Niveau primaire	95,8%	4,2 %	98,3%	1,7 %	99,2 %	0,8 %
Niveau collège	94,6%	5,4%	98,4%	1,6%	99,3%	0,7%
Niveau lycée	98,8%	1,2 %	97,3 %	2,7 %	94,7%	5,3%
Niveau supérieur	94,0 %	6,0%	93,2 %	6,8 %	98,0%	2,0 %

(a) Revenu par tête après correction de la constante et avec effets fixes

*Source* : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

<sup>47</sup> La structure de la population enquêtée et sa répartition entre les différentes générations à niveau éducatif identique figurent dans le Tableau 17 en Annexe A. La population qui n'a reçu aucune éducation représente une très faible part de l'échantillon, ce qui rend assez peu fiables la décomposition des inégalités intra- et intergénérationnelles pour cette sous-population.

**CONCLUSION**

L'existence de données biographiques sur la capitale malgache donne la possibilité de mener une analyse dans le temps sur les trajectoires individuelles. Les renseignements sur les événements qui ont jalonné les parcours de vie des enquêtés nous ont permis d'estimer l'évolution de leurs revenus sur le cycle de vie à l'instar d'autres analyses empiriques. L'analyse menée ici reste largement partielle dans la mesure où les revenus n'ont pas été estimés directement par une équation de salaire. Par contre, la méthode tient compte de la taille des familles dans l'estimation des revenus par tête, mais également des évolutions macro-économiques qui ont affecté les habitants d'Antananarivo sur longue période.

Malgré les limites de la méthode, un certain nombre de constats peuvent être dégagés. En premier lieu, la taille du ménage d'appartenance ainsi que les variables relatives à l'emploi contribuent à expliquer une part non négligeable de la détermination des revenus. La prise en compte des caractéristiques de l'habitat reflétant les disparités de conditions de vie entre individus s'avère pertinente pour appréhender les revenus par tête en dehors des caractéristiques individuelles.

Le profil des revenus sur le cycle de vie qui a été dégagé met en évidence une chute du niveau de vie aux âges actifs, accentuée semble-t-il par la constitution de familles nombreuses. Les jeunes générations qui s'insèrent plus tard dans la vie active mais de manière plus stable grâce à des opportunités d'emplois formels voient leur profil de revenu s'améliorer par rapport aux générations qui les précèdent. Ainsi, les jeunes, par ailleurs mieux éduqués, se trouvent dans une situation plus favorable que leurs aînés au même âge, cela malgré une dégradation constante, au moins jusqu'en 1995, de la situation macro-économique du pays.

Il n'en reste pas moins que les disparités de niveaux de vie mises en évidence sur les années 1968-1998 persistent sur la période récente, dont nous avons vu qu'elles étaient pour une large part imputables à des inégalités au sein des générations. Même à niveau éducatif égal, les inégalités entre les Tananariviens d'une même génération prévalent sur les inégalités entre générations. Par ailleurs, la mobilité dans la distribution des revenus au cours du cycle de vie est assez faible, quelles que soient les générations. La

prise en compte de trajectoires longues a également mis en évidence la surestimation des inégalités annuelles par rapport aux inégalités appréhendées sur la totalité du cycle de vie des individus. Ces quelques constats soulèvent bien d'autres interrogations qui incitent à poursuivre les analyses longitudinales pour l'étude des inégalités.

## **BIBLIOGRAPHIE**

Altonji J.G., Dunn T.A.(1999), An intergenerational Model of Wages, Hours and Earnings, *The Journal of Human Resources*, vol.35, n°2, pp221-258.

Andolfatto D., Ferrall C., Gomme P. (2000), Human Capital Theory and the Life Cycle Pattern of Learning and Earning, Income and Wealth, May, mimeo.

Antoine P., Bocquier P., Razafindratsima N., Roubaud F. (sous la direction de) (2000), Biographies de trois générations dans l'agglomération d'Antananarivo : premiers résultats de l'enquête Biomad98, *Documents et Manuels du CEPED*, n°11, décembre, Paris.

Antoine P., Razafindrakoto M., Roubaud F. (2001), « Contraints de rester jeunes ? Evolution de l'insertion dans trois capitales africaines : Dakar, Yaoundé, Antananarivo », dans « Les jeunes, hantise de l'espace public dans les sociétés du Sud ? », *Revue Autrepart*, n°18, pp17-36.

Arrondel L., Masson A. (1990), Hypothèse du cycle de vie, diversification et composition du patrimoine : France 1986, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°17, janvier-mars, pp1-45.

Atanasio O.P., Browning M. (1995), Consumption Over the Life Cycle and Over the Business Cycle, *The American Economic Review*, vol.85, n°5, pp 1118-1137.

Blinder A.S., Gordon R.H. et Wise D.E. (1981), Social Security, Bequests and the Life Cycle Theory of Saving: Cross-sectional Tests, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°619, January.

Blomquist N.S. (1981), A comparison of distributions of annual and lifetime income : Sweden around 1970, *Review of Income and Wealth*, vol. 27, n°3, pp 243-264.

Bocquier P. (1996a), L'insertion et la mobilité professionnelle à Dakar, *Karthala*, Paris

Bocquier P. (1996b), L'analyse des enquêtes biographiques à l'aide du logiciel STATA, *Documents et Manuels du CEPED*, n°4, juillet, Paris.

Bourguignon F., Morrisson C. (1984), La mobilité des salaires sur le cycle de vie : un échantillon de cadres français sur trente ans, *Revue Economique*, n°5, septembre, pp929-970.



Bourguignon F., Morrisson C. (1984), La mobilité des salaires sur le cycle de vie : un échantillon de cadres français sur trente ans, *Revue Economique*, n°5, septembre.

Browning M., Lusardi A. (1996), Household saving: micro theory and macro facts, *Journal of Economic Literature*, n°34, December, pp1797-1855.

Cardoso N. et Gardes F. (1996), Estimation de lois de consommation sur un pseudo panel d'enquêtes de l'INSEE (1979, 1984, 1989), *Economie et Prévision*, n°126, pp111-125.

Carroll C.D. (1997), Buffer stock saving and the life cycle/permanent income hypothesis, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°5788, October.

Charpin F. (1989), Les contraintes de liquidité dans la théorie du cycle de vie, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°14, pp65-101.

Cogneau D. (2001), Formation du revenu, segmentation et discrimination sur le marché du travail d'une ville en développement : Antananarivo fin de siècle, *Document de travail DIAL* n°2001/18.

Courgeau D., Lelièvre E. (1989), Analyse démographique des biographies, *Editions de l'Institut National d'Etudes Démographiques*, Paris.

Cox D. (1987), Motives for private income transfers, *Journal of Political Economy*, n°95, pp 508-546.

Davies J.B.(1988), Family Size, Household Production and Life Cycle Saving, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°9, janvier-mars, pp 141-165.

Deaton A. (1991), Saving and liquidity, *Econometrica*, vol.59, pp 1221-1248.

Deaton A., Paxson C.H. (1994), Intertemporal Choice and Inequality, *Journal of Political Economy*, vol.102, n°3, pp437-467.

Diamond P.A., Hausman J.A. (1984), Individual retirement and savings behavior, *Journal of Public Economics*, n°23, pp 81-114.

Ghez G.R., Becker G.S. (1975), The Allocation of Time and Goods Over the Life Cycle, *National Bureau of Economic Research*, University of Chicago.

Hurd M.D. (1986), Savings and Bequests, *National Bureau of Economic Research*, Working Paper n°1826, January.

Kessler D. et Masson A. (1985), Petit guide pour décomposer l'évolution d'un phénomène en termes d'effets d'âge, de cohorte et de moment, in *Cycles de vie et générations*, Kessler et Masson eds., *Economica*.

King M.A., Dicks-Mireaux L-D.L. (1982), Asset Holdings and the Life Cycle, *The Economic Journal*, vol. 92, June, pp247-267.

Kotlikoff L.J. et Summers L.H. (1981), The role of intergenerational transfers in aggregate capital accumulation, *Journal of Political Economy*, n°89, pp 706-732.

Kotlikoff L. J. et Summers L.H. (1987), The Contribution of Intergenerational Transfers to Total Wealth: A Reply, in *Modelling the Accumulation and Distribution of Wealth*, eds. D.Kessler and A. Masson, Oxford Press.

Laferrere A. (1997), Intergenerational transmission models: a survey, *Document de travail du CREST*, n°9723, Juillet.

Lecarpentier-Moyal S., Payelle N., Renou-Maissant P. (2001), Consommation, contraintes de liquidité et canal du crédit en Europe, *Economie Internationale, la revue du CEPII*, n°85, 1<sup>er</sup> trimestre, pp 129-146.

Lee, Ronald (2000) A Cross Cultural Perspective on Intergenerational Transfers and the Economic Life Cycle, in Andrew Mason and Georges Tapinos, eds., *Sharing the Wealth: Demographic Change and Economic Transfers between Generations* (Oxford University Press, Oxford), pp.17-56.

Lee R., Mason A. et Miller T. (2001), Life Cycle Saving and the Demographic Transition in East Asia, in Andrew Mason, ed., *Population Change and Economic Development in East Asia*, Stanford: Stanford University Press, pp155-184.

Legris B., Lollivier S. (1996), Le niveau de vie par génération, *INSEE Première*, n°423, janvier.

Lollivier S., Verger D. (1996), Patrimoine des ménages : déterminants et disparités, *Economie et Statistique*, n°296-297, pp13-31.

Lollivier S., Verger D. (1999), Inégalités et cycle de vie : les liens entre consommation, patrimoine et revenu permanent, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°54, pp203-246.

Loury G.C. (1981), Intergenerational Transfers and the Distribution of Earnings, *Econometrica*, vol.49, n°4, July, pp843-867.

Mariger R.P (1987), A life-cycle consumption model with liquidity constraints: theory and empirical results, *Econometrica*, vol. 55, n°3, May, pp 533-557.

Masson A. (1986), A cohort analysis of wealth-age profiles generated by a simulation model in France (1949-1975), *The Economic Journal*, n°96, March, pp 173-190.

Masson A. (1988), Permanent Income, Age and the Distribution of Wealth, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°9, janvier-mars, pp228-256.

Merton R.C. (1971), Optimal consumption and portfolio rules in a continuous time model, *Journal of Economic Theory*, n°3, pp 373-413.

Mincer J. (1974), *Schooling, Experience and Earnings*, New York, *Columbia University Press*.

Mincer J., Polachek S. (1974), Family Investments in Human Capital: Earnings of Women, in *Economics of the Family: Marriage, Children and Human Capital*, Schultz T.W. eds., Chicago, The Chicago University Press.

Mirer T.W. (1979), The wealth-age relationship among the aged, *American Economic Review*, vol.69, pp 435-443.

Modigliani F. (1975), The Life-Cycle Hypothesis of Saving Twenty Years Later, in *Contemporary Issues in Economics*, ed. M. Parkin, Manchester University Press, pp 2-36.

Modigliani F. (1986), Life cycle, individual thrift and the wealth of nations, *American Economic Review*, vol.76, pp297-313.

Paglin M. (1975), The measurement and trend of inequality: a basic revision, *The American Economic Review*, vol. 65, n°4, pp 598-609.

Ravelosoa J.R. (1999), Niveau de vie et taille des ménages : estimation d'une échelle d'équivalence, *Economie de Madagascar*, n°4, décembre, pp33-51.

Ravelosoa J.R., Roubaud F. (1996), La dynamique de la consommation dans l'agglomération d'Antananarivo sur longue période (1965-1995) et les stratégies d'adaptation des ménages face à la crise, *Economie de Madagascar*, n°1, décembre, pp1-27.

Ramsey F. (1928), A mathematical theory of saving, *Economic Journal*, vol.38, December, pp543-559.

Razafindrakoto M, Roubaud F. (1999), La dynamique du marché du travail dans l'agglomération d'Antananarivo entre 1995 et 1999 : la croissance économique profite-t-elle aux ménages ?, *Economie de Madagascar*, n°4, décembre, pp103-130.

Sabelhaus J., Groen J.A. (2000), Can permanent-income theory explain cross-sectional consumption patterns?, *The Review of Economics and Statistics*, n°82 (3), August, pp 431-438.

Shorrocks A.F. (1975), The age-wealth relationship: a cross-section and cohort analysis, *Review of Economics and Statistics*, vol.57, pp 155-163.

Wolff E.N. (1988), Social security, pensions and the life cycle accumulation of wealth : some empirical tests, *Annales d'Economie et de Statistique*, n°9, janvier-mars, pp199-226.

Wolff F-C. (2000), Transferts *inter vivos* et cycle de vie, *Revue Economique*, vol.51, n°6, novembre.

Yaari M.E. (1965), Uncertain Lifetime, Life Insurance and the Theory of the Consumer, *Review of Economic Studies*, vol.32, April, pp 137-158.

**ANNEXE A : Estimations des revenus par tête, analyses de sensibilité et prise en compte d'une échelle d'équivalence**

**Conditions de vie des ménages**

A partir des caractéristiques de l'habitat présentes dans l'enquête Biomad98 (type d'habitat, matériaux de construction des murs, accès à l'électricité et au réseau d'eau potable, au début et à la fin de la période d'occupation du logement), des scores de pauvreté d'existence ont été construits. Afin d'assurer une certaine cohérence entre les deux enquêtes, une comparaison des réponses sur certaines variables communes a été menée, notamment en ce qui concerne les caractéristiques de l'habitat. Un simple appariement entre les deux enquêtes à la même date sur ces caractéristiques montre des différences importantes sur les réponses concernant un même ménage. Aussi, ce premier constat nous a conduit à ne retenir que 3 niveaux de scores de conditions d'existence en fonction des caractéristiques qui se sont avérées particulièrement discriminantes. Les analyses économétriques menées sur les revenus par tête des individus mettent en évidence deux facteurs discriminants significatifs : le fait de résider dans une villa ou au contraire dans un autre type d'habitat et l'accès ou non aux commodités de confort de base : l'eau courante et l'électricité.

**Tableau n°11: Régression MCO du revenu par tête sur les caractéristiques de l'habitat**

Variable dépendante	Log du revenu du ménage		Log du revenu par tête	
R <sup>2</sup>	0,23		0,25	
Constante	5,63	(0,09)	3,9	(0,09)
<b>Type d'habitat</b>				
- Villa	0,84 ***	(0,11)	0,72 ***	(0,11)
- Pièces sans dépendance	-0,147 *	(0,08)	-0,022	(0,08)
- Maison individuelle	0,11	(0,082)	0,094	(0,08)
- Autre : concession, case, autres	-0,157	(0,11)	-0,16	(0,11)
- Appartement		Ref.		Ref.
<b>Nature de matériau des murs</b>				
- Ciment ou brique cuite	0,09 *	(0,05)	0,1**	(0,05)
- Autres : rotso peta, tôle, planches	0,03	(0,08)	-0,009	(0,07)
- Brique non cuite		Ref.		Ref.
<b>Accès à l'électricité</b>				
- oui	0,376 ***	(0,043)	0,46 ***	(0,04)
- non		Ref.		Ref.
<b>Accès à l'eau</b>				
- oui	0,49***	(0,047)	0,6 ***	(0,047)
- non		Ref.		Ref.

\*\*\* significatif à 1 %. \*\*significatif à 5 %. \* significatif à 10 %. Ref : modalité de référence.

Ecart-type entre parenthèse.

Source : Enquête 1-2-3 (phase 1) 1998, enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

Les meilleures conditions de vie se caractérisent donc par un habitat de type villa (par ailleurs toujours construit en ciment) ou un accès à la fois à l'eau et l'électricité. Le niveau de score intermédiaire correspond à tous les autres types d'habitat excepté les villas, cela quel que soit le matériau de construction, ayant soit un accès à l'eau, soit un accès à l'électricité. Enfin, le score qui reflète les pires conditions de vie concerne tous les types d'habitat hormis les villas qui n'ont ni accès à l'eau ni accès à l'électricité. Ainsi, la répartition des individus de l'enquête biographique selon les scores de conditions d'existence est telle que, sur 2403 individus, 636 sont considérés comme vivant dans des conditions de vie acceptables (soit 28,6 % de l'échantillon), 1079 individus vivent dans des conditions médiocres (soit 45 %) et 688 vivent dans de très mauvaises conditions de vie (26,4 %).

**Tableau n°12 : Régression du revenu par tête en 1998 (sur les 2403 individus âgés de 20 ans à 55 ans)**

**Variable expliquée : log du revenu mensuel par tête**

R <sup>2</sup>	0,4394	
<b>Constante</b>	4,46***	(0,19)
<b>Classes d'âge</b>		
- 20-25 ans	0,038	(0,12)
- 26-31 ans	-0,061	(0,07)
- 32-37 ans	-0,004	(0,06)
- 38-43 ans	-0,019	(0,05)
- 44-49 ans	Ref	
- 50 ans et plus	-0,128***	(0,05)
<b>Statut familial</b>		
- Chef de ménage	Ref	
- Conjoint	0,247***	(0,06)
- Enfant	-0,132**	(0,07)
- Autre parenté	0,09	(0,08)
- Sans parenté	0,527**	(0,15)
<b>Nb d'enfants de moins de 5 ans</b>		
- Aucun	Ref	
- Un enfant	-0,17***	(0,04)
- Deux enfants ou plus	-0,31***	(0,057)
<b>Nb d'enfants de 5 à moins de 10 ans</b>		
- Aucun	Ref	
- Un enfant	-0,22***	(0,04)
- Deux enfants ou plus	-0,32***	(0,05)
<b>Nb d'enfants de 10 à moins de 15ans</b>		
- Aucun	Ref	
- Un enfant	-0,18***	(0,04)
- Deux enfants ou plus	-0,33***	(0,05)
<b>Nb d'enfants de 15 à moins de 20 ans</b>		
- Aucun	Ref	
- Un enfant	-0,08*	(0,046)
- Deux enfants ou plus	-0,26***	(0,046)
<b>Nb d'enfants de 20 ans et plus</b>		
- Aucun	Ref	
- Un enfant	0,04	(0,063)
- Deux enfants ou plus	0,06	(0,054)
<b>Niveau d'études</b>		
- Sans éducation	-0,09	(0,12)
- Primaire	Ref	
- Collège	0,029	(0,04)
- Lycée	0,08	(0,05)
- Supérieur		0,34*** (0,067)
<b>Type d'habitat</b>		
- Maison individuelle	0,097***	(0,036)
- Pièces sans dépendance	Ref	
- Appartement	0,19***	(0,06)
- Autres, concessions, cases	-0,03	(0,07)
<b>Accès à l'eau</b>		
- Oui	0,23***	(0,046)
- Non	Ref	
<b>Accès à l'électricité</b>		
- Oui	Ref	
- Non	-0,17***	(0,04)

<b>Statut d'occupation du logement</b>		
- Propriétaire	0,06	(0,04)
- Locataire	0,13***	(0,04)
- Hébergé	Ref	
<b>Niveau d'études du père<sup>1</sup></b>		
- Sans éducation	-0,069	(0,065)
- Primaire	Ref	
- Secondaire	0,11***	(0,04)
- Supérieur	0,34***	(0,10)
<b>Education du conjoint</b>		
- Niveau primaire	-0,06	(0,04)
- Niveau secondaire	Ref	
- Niveau supérieur	0,18***	(0,05)
<b>Statut d'activité</b>		
- Actif	Ref	
- Scolarisé	-0,53***	(0,13)
- Chômeur	-0,23**	(0,116)
- Autres inactifs <sup>2</sup>	-0,22***	(0,08)
<b>Catégorie professionnelle</b>		
- Cadre supérieur et moyen	0,03	(0,086)
- Ouvrier	-0,24***	(0,067)
- Apprenti, aide familial	-0,42***	(0,15)
- A son compte	Ref	
<b>Secteur institutionnel</b>		
- Secteur formel privé	-0,07	(0,05)
- Secteur public	Ref	
- Services aux ménages et associatif	-0,21***	(0,08)
<b>Entreprise enregistrée</b>		
- Oui	0,18***	(0,05)
- Non	Ref	
<b>Lieu de l'activité</b>		
- Lieu ambulat	-0,25***	(0,08)
- Lieu fixe	-0,12	(0,07)
- Véhicule	0,027	(0,06)
- A domicile	-0,19***	(0,06)
- Local professionnel	Ref	
<b>Rémunération</b>		
- Fixe	0,217***	(0,07)
- Autre	Ref	

1. Lorsque que l'enquête avait 15 ans

2..Malades, personnes au foyer, retraités, invalides.

\*\*\* significatif à 1 %.

\*\* significatif à 5 %.

\* significatif à 10 %. Ecart-type entre parenthèses .

Ref : modalité de référence

Note : Pour une meilleure lisibilité des résultats, certaines variables non significatives ne sont pas reportées dans ce tableau : lieu de résidence, sexe, statut matrimonial, profession du père, classes d'âge du conjoint, matériau de construction des murs de l'habitation.

*Source* : Enquête 1-2-3 (phase 1) 1998, enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

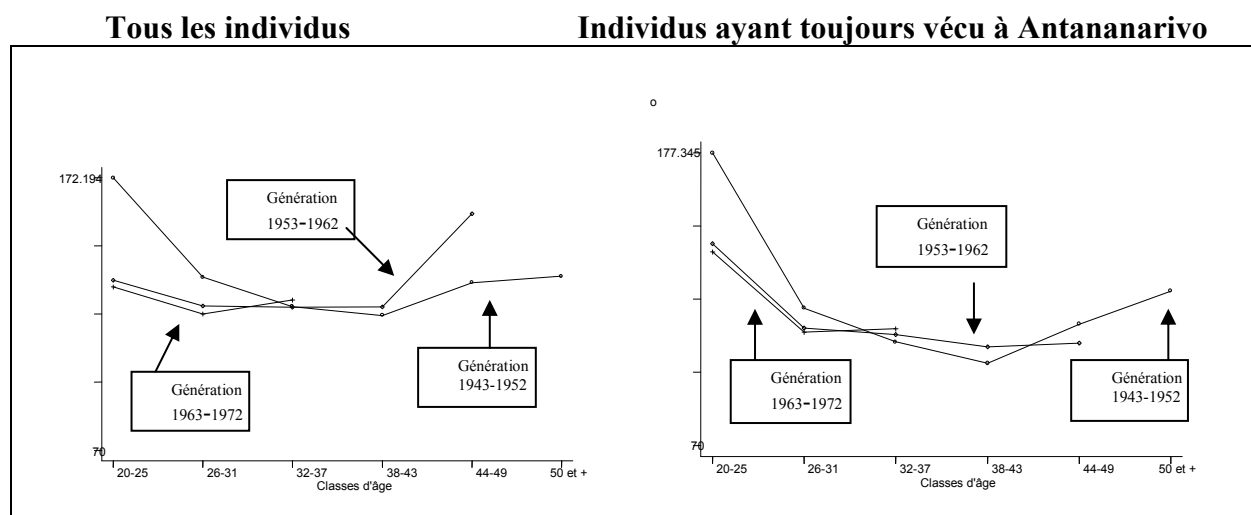
**Tableau n°13 : R2 partiels des variables explicatives du revenu par unité de consommation Madio en 1998 (en %)**

	Tous les individus	Individus ayant toujours vécu à Antananarivo
Variables d'emploi	6,14	6,20
Nombre d'enfants	7,02	8,29
Conditions de logement	3,88	4,53
Statut d'occupation du logement	0,47	0,38
Classes d'âge	0,29	0,41
Niveau d'études	1,33	0,58
Statut familial	1,68	2,21
Education et statut du père	1,39	1,26
Education et âge du conjoint	0,95	1,54
Statut (actif, étudiant, autres inactifs)	0,80	0,91
Sexe	0,09	0,02
Lieu de résidence	0,005	(a)

(a) Variable absente de la régression car tous les individus résident dans la capitale depuis leur 20<sup>ème</sup> anniversaire.

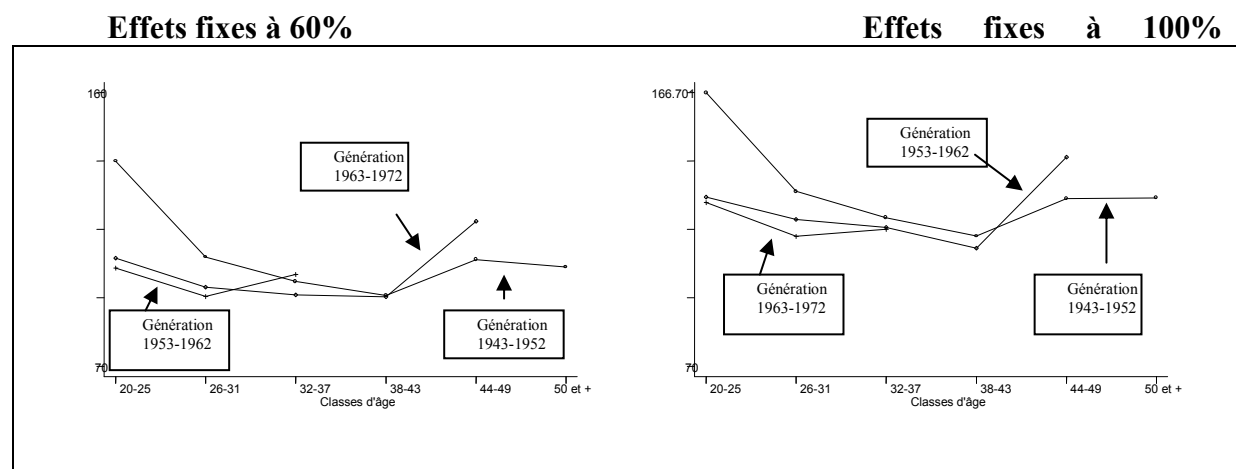
Source : Enquête 1-2-3 (phase 1) 1998, enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

**Figures n°7: Evolution du revenu mensuel moyen par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) selon les générations (a)**



(a) Avec effets fixes à 80%. et après correction de la constante.

**Figures n°8: Evolution du revenu mensuel moyen par tête (en millier de Fmg) selon les générations (a)**



(a)Après correction de la constante.  
 Source : Enquête Biomad98, calculs de l’auteur.

**Tableau n°14 : Evolution du revenu mensuel moyen par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) par classes d’âge selon les générations (a)**

Classes d’âge	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	Génération			Génération		
	1943-1952	1953-1962	1963-1972	1943-1952	1953-1962	1963-1972
<b>Avant correction de la constante</b>						
20-25 ans	145,45	136,64	143,30	149,54	147,37	154,02
26-31 ans	131,27	131,61	134,62	117,04	119,98	123,95
32-37 ans	129,34	136,05	135,87	112,75	121,94	121,30
38-43 ans	130,19	138,09	-	108,14	118,23	-
44-49 ans	147,43	162,92	-	127,00	110,47	-
50 ans et plus	148,51	-	-	138,54	-	-
<b>Après correction de la constante</b>						
20-25 ans	172,20	133,75	131,20	177,34	144,01	141,01
26-31 ans	134,95	124,09	121,07	120,37	113,07	111,57
32-37 ans	123,90	123,62	126,39	108,00	110,70	112,77
38-43 ans	120,54	123,75	-	100,10	106,14	-
44-49 ans	132,82	158,65	-	114,38	107,53	-
50 ans et plus	135,32	-	-	126,57	-	-

(a) Avec effets fixes à 80%  
 Source : Enquête Biomad98, calculs de l’auteur



**Tableau n°15: Tableau croisé des déciles de revenus par tête moyens en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %)**

Individus ayant toujours vécu à Antananarivo	Déciles de revenu par tête en début de cycle de vie (a)									
	1 <sup>er</sup>	2 <sup>ème</sup>	3 <sup>ème</sup>	4 <sup>ème</sup>	5 <sup>ème</sup>	6 <sup>ème</sup>	7 <sup>ème</sup>	8 <sup>ème</sup>	9 <sup>ème</sup>	10 <sup>ème</sup>
Déciles de revenu courant prédit en 1998										
1 <sup>ème</sup>	44,19	25,58	11,63	6,98	4,65	1,55	0,00	2,33	1,55	1,55
2 <sup>ème</sup>	15,94	28,99	23,91	10,87	7,25	6,52	2,90	0,72	0,72	2,17
3 <sup>ème</sup>	11,63	12,40	15,50	19,38	12,40	13,18	8,53	0,78	2,33	3,88
4 <sup>ème</sup>	5,97	14,93	21,64	11,19	16,42	11,19	7,46	6,72	0,75	3,73
5 <sup>ème</sup>	3,97	7,95	9,93	17,22	19,21	11,26	13,91	5,30	3,97	7,28
6 <sup>ème</sup>	0,00	9,16	9,92	11,45	12,98	16,03	13,74	16,03	5,34	5,34
7 <sup>ème</sup>	0,00	1,94	4,52	13,55	11,61	18,71	13,55	15,48	14,19	6,45
8 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	5,07	5,07	7,97	10,87	19,57	21,74	19,57	10,14
9 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	1,38	1,38	7,59	8,97	12,41	22,07	22,07	24,14
10 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	0,00	0,00	2,00	2,67	8,67	11,33	11,33	45,33

(a) Revenu par tête (avec effets fixes à 80% et constante corrigée) en début de vie adulte des individus (à 20 ans).

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur

**Tableau n°16: Tableau croisé des déciles de revenus par unité de consommation en 1998 et estimés en début de cycle de vie (en %)**

Tous les individus	Déciles de revenu par unité de consommation en début de cycle de vie (a)									
Déciles de revenu courant prédit en 1998	1 <sup>er</sup>	2 <sup>ème</sup>	3 <sup>ème</sup>	4 <sup>ème</sup>	5 <sup>ème</sup>	6 <sup>ème</sup>	7 <sup>ème</sup>	8 <sup>ème</sup>	9 <sup>ème</sup>	10 <sup>ème</sup>
1 <sup>ème</sup>	46,70	26,43	14,98	7,49	2,64	1,32	0,00	0,00	0,44	0,00
2 <sup>ème</sup>	21,43	23,21	16,52	12,05	10,27	6,25	2,68	3,57	1,79	2,23
3 <sup>ème</sup>	11,86	11,44	19,07	12,71	18,64	11,02	6,36	3,39	3,39	2,12
4 <sup>ème</sup>	5,63	9,52	11,69	15,58	13,85	16,45	10,82	9,09	5,19	2,16
5 <sup>ème</sup>	3,56	8,00	10,22	15,11	15,11	16,00	12,89	12,00	4,89	2,22
6 <sup>ème</sup>	1,74	6,52	6,09	10,43	10,87	14,35	16,96	12,61	13,48	6,96
7 <sup>ème</sup>	2,14	3,85	6,84	10,26	9,40	15,38	10,68	17,09	13,25	11,11
8 <sup>ème</sup>	0,00	2,51	5,44	6,28	10,88	12,55	13,81	17,15	18,41	12,97
9 <sup>ème</sup>	0,36	1,46	1,46	4,01	7,66	9,85	13,87	14,96	20,07	26,28
10 <sup>ème</sup>	0,00	0,00	1,43	0,72	3,23	5,38	8,24	12,54	23,30	45,16

(a) Revenu par unité de consommation Madio (avec effets fixes à 80% et constante corrigée) en début de vie adulte des individus (à 20 ans).

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

**Tableau n°17: Déciles de revenus moyens par unité de consommation Madio (en millier de Fmg) sur la période 1988-1998 (a)**

Déciles	Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo		
	1988	1993	1998	1988	1993	1998
<b>Avant correction de la constante</b>						
1 <sup>er</sup> décile	32,70	33,84	33,95	34,30	36,39	33,81
2 <sup>ème</sup> décile	45,98	47,16	47,30	46,49	47,94	45,09
3 <sup>ème</sup> décile	57,18	60,19	60,07	59,62	58,05	54,72
4 <sup>ème</sup> décile	71,07	74,95	75,46	70,36	71,15	65,03
5 <sup>ème</sup> décile	86,58	90,15	87,60	83,22	84,21	79,98
6 <sup>ème</sup> décile	106,00	108,84	109,11	96,95	104,51	97,00
7 <sup>ème</sup> décile	127,65	132,05	132,46	118,81	127,52	121,06
8 <sup>ème</sup> décile	155,82	161,12	164,02	150,45	155,97	151,31
9 <sup>ème</sup> décile	201,85	210,02	208,36	192,64	199,62	194,17
10 <sup>ème</sup> décile	286,26	302,14	307,00	269,52	280,13	270,02
D10/D1	8,94	8,92	9,04	7,57	7,70	7,98
<b>Après correction de la constante</b>						
1 <sup>er</sup> décile	30,64	31,08	(b)	32,14	33,42	(b)
2 <sup>ème</sup> décile	43,07	43,31	-	43,56	44,02	-
3 <sup>ème</sup> décile	53,57	55,27	-	55,84	53,31	-
4 <sup>ème</sup> décile	66,59	68,83	-	65,92	65,34	-
5 <sup>ème</sup> décile	81,11	82,78	-	77,96	77,33	-
6 <sup>ème</sup> décile	99,31	99,95	-	90,82	95,97	-
7 <sup>ème</sup> décile	119,59	121,26	-	111,31	117,09	-
8 <sup>ème</sup> décile	146,00	147,95	-	140,95	143,22	-
9 <sup>ème</sup> décile	189,11	192,85	-	180,48	183,30	-
10 <sup>ème</sup> décile	268,19	277,45	-	252,50	257,24	-
D10/D1	8,75	8,93	9,04	7,85	7,70	7,98

(a) Avec effets fixes à 80%

(b) Chiffres non reportés car identiques au revenu par tête sans correction de la constante qui est inchangée en 1998.

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

**Tableau n°18: Répartition des revenus entre générations et niveau éducatif en 1998 (en %)**

Tous les individus			Individus ayant toujours vécu à Antananarivo	
1998	Répartition de la population	Répartition du revenu par tête (a)	Répartition de la population	Répartition du revenu par tête (a)
<b>Sans éducation</b>				
- 1943-1952	0,45	0,22	0,50	0,5
- 1953-1962	0,64	0,26	0,67	0,29
- 1963-1972	0,34	0,12	0,41	0,13
<b>Niveau primaire</b>				
- 1943-1952	6,7	4,03	6,42	4,75
- 1953-1962	10,74	5,72	11,57	7,12
- 1963-1972	10,03	5,17	11,90	7,24
<b>Niveau Collège</b>				
- 1943-1952	5,82	5,30	4,85	4,85
- 1953-1962	8,17	6,22	8,13	7,13
- 1963-1972	15,88	12,52	19,83	16,74
<b>Niveau Lycée</b>				
- 1943-1952	4,02	6,12	2,61	3,97
- 1953-1962	5,81	6,25	5,07	5,50
- 1963-1972	14,28	13,86	14,90	15,22
<b>Niveau supérieur</b>				
- 1943-1952	1,68	4,39	0,87	1,89
- 1953-1962	6,06	12,17	3,47	8,77
- 1963-1972	9,38	17,65	8,80	15,87

(a) Avec constante corrigée et effets fixes

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur

**ANNEXE B : Estimation des revenus individuels d'activité et analyse de l'emploi**

Le module sur l'emploi de l'enquête de 1998 indique les montants de rémunération déclarés, soit directement soit par tranches de revenus. Une estimation des salaires individuels a donc pu être menée (cf. Tableau n°19) essentiellement sur la base des caractéristiques de l'emploi.

**Tableau n°19: Régression du revenu d'activité individuel en 1998 (a)**

**Variable expliquée : log du revenu d'activité individuel**

<b>R<sup>2</sup></b>	0,483		
<b>Constante</b>	4,02***	(0,2)	
<b>Lieu de résidence</b>	-0,029	(0,03)	
- Toujours à Antananarivo	Ref.		
- A migré temporairement			
<b>Classes d'âge</b>			
- 20-25 ans	Ref.		
- 26-31 ans	-0,106	(0,145)	
- 32-37 ans	0,067	(0,146)	
- 38-43 ans	0,011	(0,146)	
- 44-49 ans	0,085	(0,146)	
- 50 ans et plus	0,070	(0,15)	
<b>Sexe</b>			
- Féminin	Ref		
- Masculin	0,246***	(0,034)	
<b>Niveau d'études</b>			
- Sans éducation	-0,0998	(0,113)	
- Primaire	Ref		
- Collège	0,176***	(0,04)	
- Lycée	0,384***	(0,047)	
- Supérieur	0,66***	(0,057)	
<b>Statut d'activité</b>			
- Actif	0,243**	(0,098)	
- Scolarisé	0,145	(0,247)	
- Chômeur	-0,094	(0,186)	
- Autres inactifs1	Ref.		
<b>Catégorie professionnelle</b>			
- Cadre supérieur et moyen	0,558***	(0,064)	
- Ouvrier	Ref.		
- Apprenti, aide familial	-0,48***	(0,091)	
- A son compte	0,443***	(0,064)	
<b>Secteur institutionnel</b>			
- Secteur privé	-0,177**	(0,053)	
- Secteur public	Ref		
- Services aux ménages et associatif	-0,318***	(0,076)	
<b>Entreprise enregistrée</b>			
- Oui	0,654***	(0,046)	
- Non	Ref		
<b>Existence d'un contrat de travail</b>			
- Oui	0,18***	(0,048)	
- Non	Ref.		
<b>Secteur d'activité</b>			
- Agriculture	-0,162	(0,09)	
- Industrie	0,027	(0,07)	
- Commerce	0,019	(0,076)	
- BTP	0,174	(0,09)	
- Transport	-0,077	(0,100)	
- Services	Ref.		
- Autres services	0,067	(0,073)	
<b>Lieu de l'activité</b>	0,03	(0,077)	
- Lieu ambulant	0,019	(0,067)	
- Lieu fixe	0,213**	(0,077)	
- Véhicule	-0,145**	(0,054)	
- A domicile	Ref		
- Local professionnel			
<b>Rémunération</b>			
- Fixe	0,015	(0,06)	
- Autre	Ref		

1. Malades, personnes au foyer, retraités, invalides.

\*\*\* significatif à 1 %.

\*\* significatif à 5 %.

\* significatif à 10 %. Ecart-type entre parenthèses.

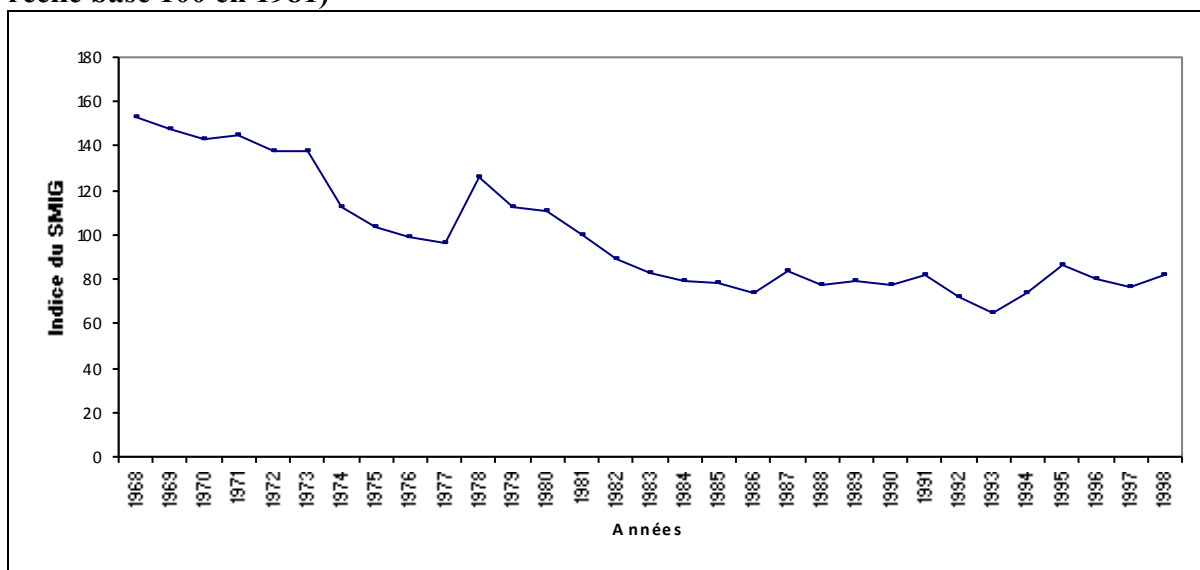
Ref : modalité de référence

(a) sur 1993 individus âgés de 20 ans à 55 ans, dont 1164 ont toujours vécu à Antananarivo.

Source : Enquête 1-2-3 (phase 1) 1998, enquête Biomad98, calculs de l'auteur.

Comme pour le modèle précédent utilisé pour l'estimation des revenus par tête, une part variable (60% puis 80%) de la variance inexpliquée a été attribuée à un effet fixe individuel. Sur la base de cette estimation, les revenus d'activité individuelle ont pu être rétro-polés dans le passé sur le cycle de vie à partir de 20 ans grâce aux données biographiques. Pour tenir compte des évolutions sur le marché du travail, la constante a été ajustée pour suivre l'évolution du SMIC privé sur la période 1968-1998 selon la tendance suivante :

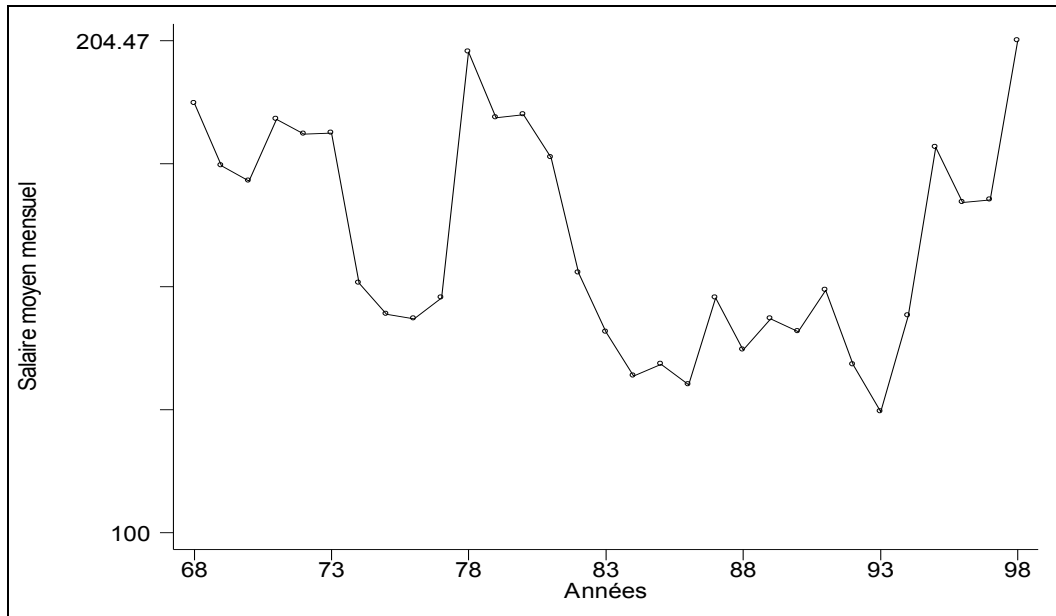
**Figure n°9: Evolution du salaire minimum privé sur la période 1968-1998 (évolution réelle base 100 en 1981)**



*Source* : Ministère du Travail et de la Fonction Publique malgache, chiffres collectés par le Projet Madio ; Pryor, (1988).

Ainsi, les revenus individuels estimés, après prise en compte du trend décroissant du salaire minimum et des effets fixes individuels suivent la tendance suivante :

**Figure n°10: Evolution du salaire d'activité individuel mensuel sur la période 1968-1998 (en milliers de Fmg) (a)**

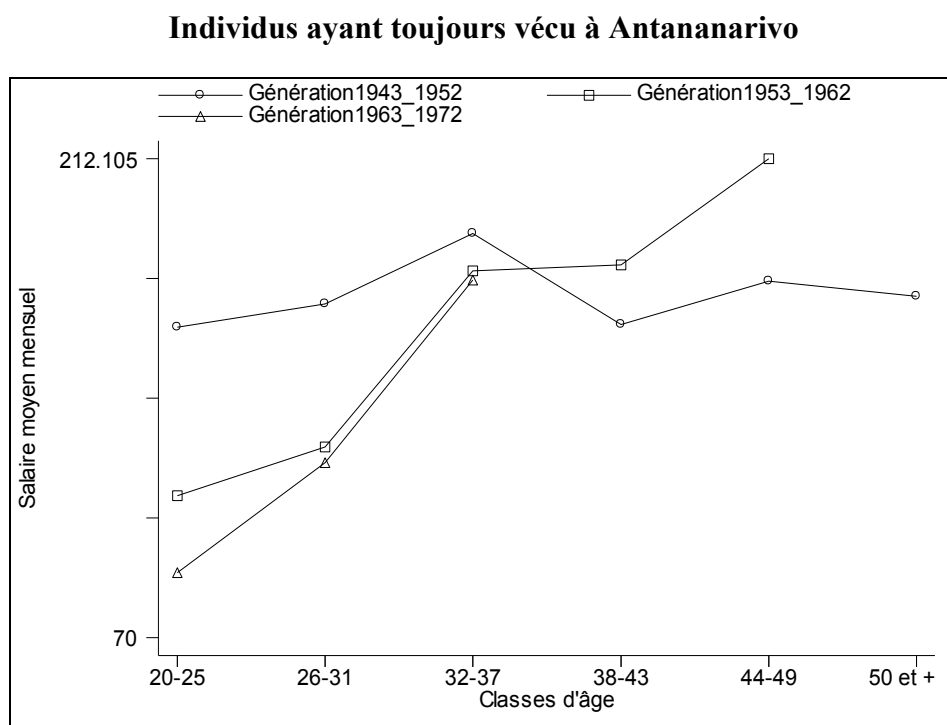
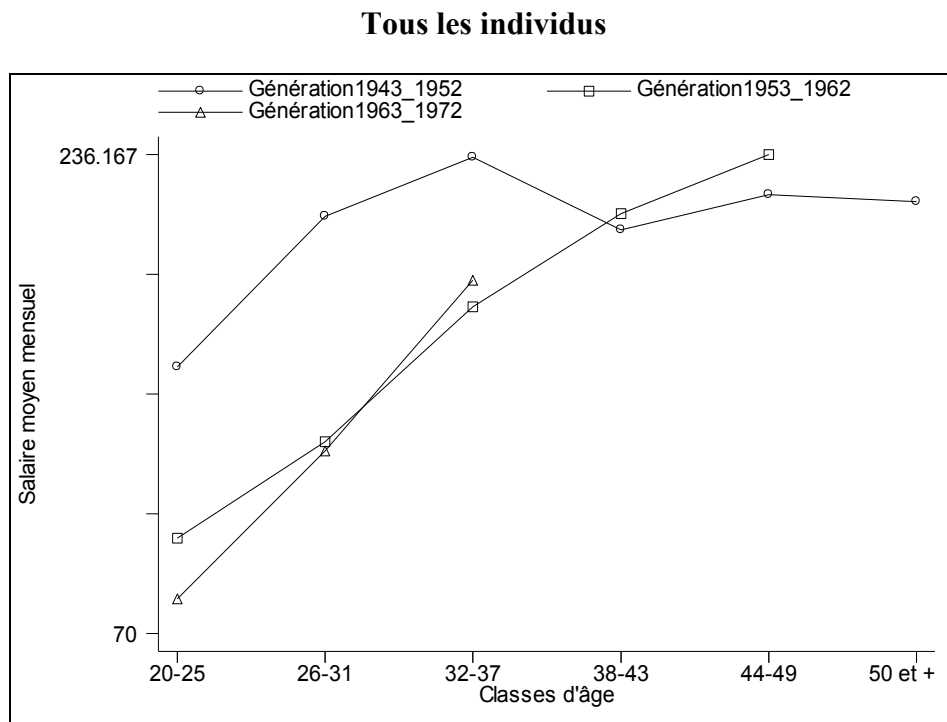


(a) Avec effets fixes à 80% et après correction de la constante.

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur

On constate un profil croissant avec l'âge des revenus d'activité individuels pour les deux plus jeunes générations, les plus jeunes retrouvant le même niveau de salaire que leurs aînés après 30 ans bien qu'ils aient « débuté » leur vie active à des niveaux de rémunération plus faible. En revanche, la plus vieille génération voit son profil de rémunération se dégrader aux âges compris entre 32 et 37 ans et ce jusqu'à la fin de la vie active. Ceux qui n'ont jamais quitté la capitale depuis l'âge de 20 ans retrouvent à 50 ans passés le niveau de salaire qu'ils connaissaient au début de leur insertion professionnelle alors que ceux qui ont migré temporairement gardent un niveau de rémunération supérieur en fin de vie à celui qu'ils avaient à 20 ans. En tout état de cause, la génération intermédiaire « rattrape » la vieille génération autour de 40 ans et bénéficie d'un profil de salaires croissants sur tout le cycle de vie contrairement à la génération qui la précède.

**Figures n°11: Evolution du salaire individuel mensuel moyen (en milliers de Fmg) selon les générations (a)**



(a) Avec effets fixes à 80% et après correction de la constante.

Source : Enquête Biomad98, calculs de l'auteur





## **CONCLUSION GENERALE**

Les travaux de recherche qui constituent les chapitres de cette thèse s'articulent autour de la thématique générale des inégalités de revenu au sein des pays et des grandes zones géographiques et de l'évolution de la répartition des revenus dans le temps. La description de la répartition des revenus au sein de la zone sub-saharienne et la recherche des facteurs explicatifs, à la fois du niveau structurel et de l'évolution des inégalités économiques, font l'objet d'un intérêt particulier. Le caractère encore largement parcellaire des connaissances dans cette région sur ce vaste champ de recherche justifie l'intérêt porté à l'étude de la distribution des revenus dans quelques pays de cette zone.

En effet, bien qu'il existe de plus en plus d'enquêtes auprès des ménages en Afrique subsaharienne, la problématique des inégalités a été, jusqu'à présent, assez peu abordée. Etant donné la faiblesse des niveaux de vie d'une part importante de la population, les études existantes portent surtout sur la pauvreté monétaire en privilégiant une dimension absolue plutôt qu'une approche relative, et renvoient donc peu à un questionnement sur les inégalités et le caractère multidimensionnel de la pauvreté. De plus, ces travaux se concentrent la plupart du temps sur un pays donné. Peu adoptent une approche comparative et pluridisciplinaire, deux dimensions que j'ai privilégiées dans la plupart de mes analyses.

Les chapitres de la partie macro-économique de cette thèse portent sur la compréhension des mécanismes qui relient la croissance économique et les inégalités de revenu, à travers une approche longitudinale sur un échantillon international de pays. Le chapitre 1 s'inscrit dans la lignée de la littérature théorique et empirique considérable qui examine les déterminants conjoints de ces deux variables après les travaux précurseurs de Simon Kuznets dans les années 1950. Des analyses économétriques qui s'étaient jusqu'à présent attachées à démontrer l'existence ou non d'une courbe en «U inversé» de Kuznets, à partir de données transversales par pays, aucun consensus ne se dégagait. L'analyse de ces liens de causalité a permis de conclure à l'absence d'une telle relation allant de la croissance vers les inégalités, tant au niveau international que sur un échantillon de pays uniquement africains.

La difficulté avec la relation allant des inégalités vers la croissance, comme aussi pour sa réciproque plus ancienne (la courbe de Kuznets), provient du fait que le niveau et la distribution du revenu sont co-déterminés par les mêmes facteurs. En particulier, la croissance et les inégalités sont contraintes par des institutions de longue durée. De nombreux modèles récents font intervenir la participation politique et la qualité des institutions comme facteurs

explicatifs des inégalités économiques et du niveau de développement. Sur ces questions, mon travail a consisté en une lecture synthétique de la littérature existante sur les débats autour des écarts de développement, une analyse des bases de données disponibles, et en une recherche des relations de causalité envisageables. La géographie des régions (position sur le globe, ressources naturelles, conditions sanitaires), leur histoire précoloniale (peuplement, structures étatiques), mais aussi les conditions historiques de la colonisation (durée et type) ainsi que les politiques adoptées par les différentes puissances coloniales et leurs administrations ont induit une différenciation institutionnelle entre les régions colonisées, laquelle a eu à son tour des répercussions sur les niveaux de développement et la répartition des ressources.

A l'instar de certains travaux de la « nouvelle économie comparative », le chapitre 2 consacré à la recherche des facteurs structurels à la base du niveau de long terme des inégalités met l'accent sur l'influence potentielle de l'identité du colonisateur sur les performances économiques. Il reprend la classification des pays selon les deux types de fonctionnement juridique issus de la colonisation - le système de « droit commun » (« common law ») d'origine anglo-saxonne et le système de « droit civil » (« civil law ») d'origine française - qui ont des caractéristiques différentes et sont opposés assez systématiquement par les chercheurs qui s'intéressent à ces questions. Ce travail permet de conclure à l'absence de différences significatives entre les deux systèmes quant à leurs effets sur la répartition des revenus actuelle.

D'autres variables ont été testées mais s'avèrent non significatives dans les régressions, comme celle qui appréhende la diversité ethnique des pays<sup>1</sup>. La question de l'effet de la diversité ethnique et de la cohésion sociale sur les inégalités est importante dans la mesure où il n'est pas impossible que le fonctionnement des institutions passe par ce canal qui est une des bases de la formation des groupes politiques. De plus, l'Afrique est le continent où la fragmentation ethnique est la plus forte. Milanovic (2003) entre autres auteurs a mis l'accent sur cette question de la « fragmentation ethnolinguistique ». A la différence de la géographie par exemple, cette variable n'est que partiellement exogène, les facteurs institutionnels qui influencent le développement pouvant déterminer également cette fragmentation.

---

<sup>1</sup> L'article célèbre de W. Easterly et R. Levine publié dans le Quarterly Journal of Economics en 1997 a ouvert un large champ de recherche sur ce sujet.

Globalement, on a peu de certitudes quant aux implications politiques et aux mécanismes à travers lesquels cette diversité ethnique affecte le niveau de développement et les inégalités. Les auteurs qui se sont penchés sur ces questions font souvent de pures hypothèses<sup>2</sup>. Or d'une part, ces hypothèses peuvent être en contradiction flagrante avec la réalité, comme celle que font Alesina et Spolaore<sup>3</sup> selon laquelle la similarité des « préférences » des individus décroît avec la distance, ce qui est en parfaite contradiction avec les phénomènes de conflits civils internes aux pays entre individus « proches » de bien des points de vue. D'autre part, les données même ont été fort critiquées.

Les travaux les plus récents (notamment ceux de Milanovic) montrent que la grande partie de « l'exception africaine » du point de vue des inégalités n'est pas due au fait de cette plus forte fragmentation ethnique mais par un effet inégalitaire plus fort de cette variable sur les inégalités en Afrique sub-saharienne qu'ailleurs. Il se peut que ce soient les bas niveaux de développement et de démocratie qui permettent à la fragmentation ethnique de jouer un rôle négatif sur la répartition des richesses.

Reste donc à savoir ce que représente véritablement cette variable de fragmentation ethnique et par quels canaux, institutionnels notamment, elle affecte les inégalités et le développement. Ces questions feront l'objet de recherches ultérieures. Un prolongement de la réflexion sur la dynamique de long terme des inégalités pourra examiner l'impact différencié des institutions post-coloniales sur des régions frontalières. Il visera à poursuivre la recherche sur les facteurs qui expliquent le niveau structurellement élevé des inégalités dans la plupart des sociétés africaines. Les recherches d'ores et déjà menées dans cette thèse ont montré que les analyses économétriques agrégées atteignent rapidement leurs limites. On analysera alors les différenciations régionales au sein d'espaces géographiques, anthropologiques et ethniques relativement homogènes mais qui peuvent avoir connu des évolutions contrastées du fait de leur appartenance à des espaces coloniaux différents. Des analyses économétriques comparatives sur le niveau d'inégalités et de développement de régions frontalières de la Côte d'Ivoire (le Sud du Mali et du Burkina Faso, l'Est de la Guinée, l'Ouest du Ghana) pourront être menées.

---

<sup>2</sup> Comme l'écrivent Easterly et Levine, « we *suspect* that ethnically fragmented societies are prone to competition by different ethnic groups and have difficulty agreeing on public goods like infrastructure, education and good policies ».

<sup>3</sup> Alesina A., E. Spolaore (1997), « On the number and size of nations », *Quarterly Journal of Economics*, vol.112, n°4, November, pp 1027-1056.

La recherche des facteurs explicatifs, cette fois non plus du niveau structurel des inégalités au sein des grandes zones géographiques mais de l'évolution (même relativement faible) des inégalités à l'intérieur des pays et des continents, m'a amenée à tester deux modèles alternatifs: un modèle « géographique » et un modèle « démo-économique » (cf. chapitre 3). Bien qu'aucun de ces deux modèles n'explique de manière pleinement satisfaisante l'évolution des inégalités sur les quatre dernières décennies, certains facteurs s'avèrent significatifs, parmi lesquelles le niveau de scolarisation (primaire et secondaire), le degré de dualisme économique qui caractérise les structures économiques nationales<sup>4</sup> et la présence de ressources de rente qui est associée à de plus fortes inégalités de revenu.

Dans ces travaux, la zone « Afrique sub-saharienne » est appréhendée par une indicatrice régionale qui masque une hétérogénéité certaine. Cette dernière est notamment reflétée par les indicateurs d'inégalité disponibles dans les bases de données internationales pour une trentaine de pays africains. Par exemple, le Burundi et le Ghana ont des coefficients de Gini d'environ 0,30 dans les années 1990, tandis que ceux du Malawi et de l'Afrique du Sud sont de l'ordre de 0,60. Mise à part la spécificité des pays et les politiques publiques menées qui pourraient expliquer cette disparité, il est légitime de s'interroger sur la qualité de ces informations. Aussi, l'appréhension micro-économique des inégalités constitue la seconde partie de cette thèse. Les différents travaux de recherche appliquée qui la constituent ont tous pour objectifs une plus grande compréhension des facteurs d'inégalités entre individus et une meilleure appréhension du niveau des inégalités économiques dans chacun des pays étudiés, dans le souci d'effectuer un diagnostic sur la qualité des chiffres véhiculés par les bases de données internationales et la représentation qu'ils donnent de la réalité.

La partie micro-économique appliquée de cette thèse est en effet une contribution à l'appréciation des inégalités économiques dans deux pays africains pour lesquels différentes données micro- et macro-économiques étaient disponibles, la Côte d'Ivoire et Madagascar. Dans la mesure où les données micro-économiques auprès des ménages à la base des statistiques sur les inégalités sous-estiment généralement le haut et le bas de la distribution des revenus, mon travail s'est attaché d'abord à apprécier l'importance des extrêmes de la distribution des revenus par l'examen de sources d'informations autres que les enquêtes micro-économiques, telles que les données de Comptabilité Nationale, et a permis de mettre

---

<sup>4</sup> Malgré la mauvaise qualité de cette variable et sa définition restreinte au dualisme entre secteurs.

en évidence des incohérences entre ces données dans les deux pays (cf. chapitre 4). Des biais dans la distribution des revenus peuvent en effet être dus au fait que les individus les plus riches et les plus pauvres échappent aux enquêtes. Ce travail a abouti à l'établissement d'un tableau d'inégalités corrigées de biais potentiels pour se rapprocher d'une image des « vraies inégalités » et des flux économiques qui les constituent, même si cette image reste dépendante des présupposés méthodologiques sous-jacents. Les niveaux d'inégalités obtenus diffèrent d'ailleurs fortement de ceux établis antérieurement par d'autres auteurs, sans qu'une explication non méthodologique ait été réellement trouvée. On sait néanmoins que les ménages les plus riches ne sont pas présents dans les enquêtes utilisées, ce qui tend à prouver que le niveau pourtant élevé des inégalités calculé ici est minoré par les informations collectées auprès des ménages. On tentera ultérieurement d'évaluer le niveau d'inégalités lorsque les revenus des plus riches, évalués à partir de la fuite des capitaux qui ressort des comptes nationaux, sont pris en compte.

Cette étude comparative du niveau des inégalités de revenu dans les pays africains pourra également être étendue à des pays supplémentaires (le Ghana, la Guinée et l'Ouganda sont des pays pour lesquels on dispose de données microéconomiques exploitables). Une recherche des causes différenciées des inégalités de revenus, mais également de patrimoine, dans chacun des pays est envisagée. Au préalable, un examen des biais présents dans les données microéconomiques à la base des statistiques sur les inégalités sera effectué, à l'instar du travail effectué dans le chapitre 4. Il s'agira de mettre en œuvre des techniques de redressement des biais potentiels « d'observation sélective » différentes de celle déjà mise en œuvre sur la base des recensements et d'examiner la sensibilité des indicateurs d'inégalités aux corrections effectuées, toujours dans le but de dresser un tableau des « vraies » inégalités. A l'issue de ce travail, on étudiera les modalités possibles d'accroissement de la fiscalité et leurs implications redistributives, ce canal constituant à la fois un instrument potentiellement important de concentration de la distribution des revenus à court terme et de financement interne des politiques publiques de lutte contre la pauvreté.

Cette partie s'intéresse également à la compréhension des mécanismes à l'origine de la paupérisation d'une partie croissante de la population, notamment en milieu urbain, dans ces deux pays. Les études effectuées couvrent la période des années 1990 durant laquelle la dynamique macro-économique, et l'évolution des prix à la consommation, ont été affectées par la décision de flottement de la monnaie malgache du 9 mai 1994 et la dévaluation du

Franc CFA en janvier de la même année en Côte d'Ivoire. Ces deux pays étaient engagés depuis plusieurs années dans un processus de libéralisation de leur économie dans le cadre de plans d'ajustement structurel.

La richesse des informations micro-économiques provenant de nombreuses enquêtes sur les ménages en Côte d'Ivoire a permis d'apprécier l'évolution globalement négative du niveau de vie de toutes les catégories de ménages urbains<sup>5</sup> durant une période de quinze années de 1985 à 1998 durant laquelle le pays était donc « sous ajustement » (cf. chapitre 5). On constate une aggravation conséquente de la pauvreté monétaire en milieu urbain entre 1985 et 1993, puis un fléchissement du phénomène dans les centres urbains secondaires alors que la pauvreté a continué à augmenter à Abidjan. De plus, afin d'appréhender le caractère multidimensionnel de la pauvreté, un angle non monétaire a été adopté. L'ampleur constatée de l'augmentation de la pauvreté en termes de conditions d'existence entre 1985 et 1993 a été bien moindre. D'autre part, l'année 1998 marque le début d'une évolution positive. Enfin, l'analyse des inégalités des niveaux de dépenses révèle que sur l'ensemble du milieu urbain, seul l'accroissement du coefficient de Gini entre 1988 et 1993 apparaît robuste. A Abidjan, le coefficient de Gini augmente entre 1985 et 1995 puis baisse jusqu'en 1998 ; dans les autres villes, l'indice de Gini diminue entre 1985 et 1998 et augmente entre 1988 et 1993, mais l'examen des différences entre les courbes de Lorenz ne confirme aucune de ces évolutions.

Enfin, une analyse intergénérationnelle des inégalités et de l'évolution des revenus des ménages sur l'horizon du cycle de vie des individus a été effectuée sur une enquête biographique réalisée en 1998 dans la capitale malgache (cf. chapitre 6). Le fait que ce type d'informations micro-économiques soit rare, tant dans les pays développés que dans les pays en développement, donne un caractère original à ce travail. Cette analyse montre que les plus jeunes générations à Antananarivo ont des revenus familiaux plus élevés en moyenne que leurs aînés au même âge, et cela malgré la dégradation *quasi* continue des indicateurs macro-économiques à Madagascar sur la période 1960-1995. Les jeunes couples font en effet moins d'enfants, lesquels pèsent par conséquent moins lourd sur les budgets des ménages. Les jeunes générations, par ailleurs mieux éduquées, s'insèrent aussi plus tard dans la vie active mais de manière plus stable grâce à des opportunités d'emplois formels. Par ailleurs, la mobilité dans la distribution des revenus au cours du cycle de vie est assez faible, quelles que

---

<sup>5</sup> Toutefois, les salariés publics sont restés les plus protégés de la pauvreté.

soient les générations. Aussi, les disparités de niveaux de vie mises en évidence sur les années 1968-1998, pour une large part imputables à des inégalités au sein des générations, persistent sur la période récente. Une extension de ce travail pourra se concentrer plus spécifiquement sur les revenus individuels examinés seulement partiellement en annexe du chapitre 6.

L'ensemble des recherches qui font l'objet de cette thèse adopte donc une approche à la fois micro-économique, macro-économique et démographique, avec des incursions dans d'autres domaines tels que l'Economie Politique, pour la recherche des facteurs institutionnels qui influencent les inégalités, ou encore l'Histoire dans la mesure où plusieurs travaux ont un recul historique minimum d'une quarantaine d'années, voire de plusieurs siècles dans le cas de l'étude de l'impact de la colonisation sur la répartition actuelle des revenus.

Parmi les différentes théories exposées tout au long de cette thèse sur les facteurs déterminants du niveau d'inégalité qui prévaut dans les pays africains, et sur leur caractère relativement plus élevé que celui des autres continents- à l'exception notable de pays comme le Zimbabwe ou l'Afrique du Sud qui connaissent des inégalités du même niveau que le Brésil-, il n'y en a aucune qui prime. Mais il est certain que l'Histoire a laissé des empreintes profondes qui continuent de peser lourdement sur l'organisation politique et institutionnelle actuelle des sociétés à la base des enjeux de pouvoir et des conflits ethniques, contribuant ainsi à freiner la création de richesse matérielle, à grever le potentiel de croissance et les capacités redistributives et stabilisatrices des Etats.

Cependant, sachant que la croissance en Afrique sub-saharienne semble avoir repris depuis 1995 et que le revenu par habitant commence à se redresser de manière perceptible dans un certain nombre de pays, on peut penser qu'une évolution positive est possible et tenter alors d'énoncer des priorités pour l'élaboration des politiques économiques.

La première consiste à s'assurer du maintien de cette tendance de croissance sur le long terme et donc à dégager des ressources d'investissement privées comme publiques. Investissements qui doivent concerner tant le capital physique et financier (accès au crédit) que naturel (gestion des ressources), humain (nutrition, santé, éducation) ou social (participation, information, justice). Or, les ressources disponibles sont en large partie affectées au remboursement de la dette extérieure plutôt qu'aux diverses formes d'investissement nécessaires à une amélioration des conditions de vie. Un changement de priorités est



nécessaire et a semble-t-il été d'ores et déjà amorcé<sup>6</sup>, afin de ne pas hypothéquer les perspectives des générations futures et permettre d'ores et déjà un développement qui intègre les capacités et les innovations humaines présentes.

La seconde priorité concerne la mise en place de mesures spécifiques pour réduire la pauvreté des groupes sociaux ou des régions marginalisés qui risquent de ne pas bénéficier d'une reprise de la croissance sur des bases plus équitables. La mise en place de réseaux d'aide sociale et de filets de sécurité particuliers peut être une réponse<sup>7</sup>. Ce qui importe désormais davantage pour les bailleurs de fonds réside dans la nécessité d'une participation active des populations les plus défavorisées, que ce soit en zone rurale à travers les groupements d'initiatives communes par exemple ou en zone urbaine grâce à des initiatives axées sur des travaux publics, et plus largement dans l'élaboration des politiques économiques grâce aux « processus participatifs » préconisés dans le cadre des nouvelles stratégies de lutte contre la pauvreté. Une condition de réussite réside dans le fait que ces initiatives répondent à des besoins effectivement exprimés par les populations concernées et ne dépossèdent pas l'Etat de ses prérogatives en matière de prise de décision au profit des agences créées à cet effet.

Enfin, on a vu que si la croissance s'accompagne d'une détérioration de la distribution des revenus, la pauvreté continue de s'accroître. La troisième priorité consiste donc à mettre en place, en parallèle à la relance de la croissance et à la lutte contre la pauvreté, des politiques de redistributions qui concerneront non seulement les inégalités de revenus mais également celles qui ressortent de la possession des actifs et de l'allocation des ressources publiques. Il faut donc dynamiser le marché intérieur des pays en développement qui est loin d'être saturé, en modifiant la répartition des revenus au bénéfice des plus démunis. Il est nécessaire de redistribuer, mais avec quels outils ?

Aujourd'hui, il apparaît difficile d'effectuer une large redistribution des revenus par le biais du système de taxation ou de la fiscalité dans les pays en développement principalement parce qu'un grand nombre de ménages très pauvres échappent complètement au système par

---

<sup>6</sup> A travers l'initiative de réduction, certes partielle seulement, de la dette des Pays Pauvres et Très Endettés (PPTE) à l'échelle internationale et celle d'annulation de la dette bilatérale de la France à l'égard de plusieurs pays (la Mauritanie par exemple très récemment en août 2003).

<sup>7</sup> Cependant, les effets pervers des programmes ciblés sur les plus pauvres ont démontré que ce type de politique n'est pas la panacée : difficulté d'identification des populations effectivement bénéficiaires, exclusion d'autres groupes, division des populations entre pauvres et très pauvres, substitution aux dépenses publiques de base etc.

l'exercice d'activités informelles notamment. Le passage par la fiscalité directe pour redistribuer à une large échelle reste une idée neuve en ce qui concerne ces pays. Il pourrait être néanmoins bénéfique d'y avoir recours car le potentiel redistributif des systèmes fiscaux peut être bien supérieur à celui des systèmes de redistribution par une amélioration des services de base et par la solidarité intrafamiliale ou d'autres systèmes de transferts plus ou moins informels. Les politiques à mettre en œuvre dans cette optique devront être capables d'intégrer les processus de redistribution traditionnels (systèmes de transferts, d'obligations familiales, de gestion collective villageoise) et d'encourager les plus riches à l'investissement et à la consommation locale. Il s'agit également de lutter contre l'évasion et la fraude fiscales, la fuite des capitaux des plus riches dont on tentera de mesurer l'incidence sur les inégalités dans des travaux ultérieurs (cf. *supra*).

D'autre part, l'insuffisance des recettes fiscales et parafiscales explique la faiblesse des ressources mobilisées en général dans les programmes sociaux ciblés (filets de sécurité)<sup>8</sup>. Peu d'études sur l'Afrique ont étudié le poids des transferts en nature ou en espèces aux plus démunis dans leurs ressources totales et leur impact sur les comportements de consommation<sup>9</sup>. Le chapitre 4 montre cependant que dans le cas de Madagascar, les transferts publics et privés sont marginaux et même semble-t-il antiredistributifs dans la mesure où ils pèsent plus lourd dans les revenus des ménages appartenant au haut de la distribution des revenus.

Hormis la redistribution par la fiscalité, un moyen d'augmenter la part de revenu des plus pauvres réside dans la possibilité d'une augmentation du salaire minimum (ce qu'a décidé le nouveau pouvoir politique à Madagascar par exemple au premier trimestre 2003) ou encore d'un recours aux subventions pour le maintien des prix agricoles dans le cas de pays très dépendants des ressources dégagées par le secteur primaire comme Madagascar et la Côte d'Ivoire.

En outre, les dépenses publiques doivent concerner prioritairement les secteurs de la santé de base et de l'éducation, comme le préconisent aujourd'hui les nouvelles stratégies de lutte contre la pauvreté pour l'allocation des fonds dégagés par le processus de réduction de la

---

De plus, les domaines d'application de ces programmes sociaux ciblés sont limités bien qu'essentiels (aides alimentaires, éducation, soins primaires et planification familiale).

<sup>8</sup> Moins de 0,7% du PIB en Argentine ou au Mexique au début des années 1990 selon Valier J. (2000), *Pauvreté, inégalités et politiques sociales dans les Tiers-mondes depuis la fin des années 1980*, dans Développement, Rapport du Conseil d'Analyse Economique n°25, *La Documentation Française*, pp127-156.

dette. Elles doivent également être orientées vers les infrastructures (logement, routes pour le désenclavement des régions). La réduction de la pauvreté et des inégalités dépend des retombées de la croissance sur les régions. Il ne suffit pas de réduire la pauvreté au niveau global, il faut mettre en place des politiques géographiquement différenciées capables de réduire les disparités sectorielles et régionales et de prendre en compte les ressources et les handicaps régionaux.

La lutte contre les inégalités passe par la poursuite du processus de démocratisation et de participation croissante des populations concernées. Elle doit pour cela favoriser l'égal accès à l'information et à la justice pour tous, s'attacher à lutter contre les inégalités de pouvoir issues de la possession des ressources productives. Il s'agit de concevoir un développement qui s'applique à réduire une pauvreté structurelle qui lamine le capital humain disponible, et des inégalités qui rongent la cohésion sociale de pays à forte différenciation régionale ou ethnique. Il n'est pas seulement important de réduire la pauvreté et les inégalités, il faut également intervenir dans des situations où les pratiques économiques et sociales se matérialisent par un accès limité au crédit, à l'emploi, à la terre, aux services et infrastructures publics ou toute autre forme de discrimination à l'égard des pauvres. L'inégale distribution de la richesse peut affecter non seulement les taux de croissance des économies mais également mener à une persistance intergénérationnelle dans la pauvreté et ainsi à l'émergence durable de « trappes à pauvreté ».

La formation des inégalités a sans doute des fondements macro-économiques et institutionnels profonds et différenciés selon les pays. Reste qu'au niveau des individus, des déterminismes sociaux et familiaux affectent les trajectoires de vie et par conséquent la position des individus dans leur société d'appartenance. Le dernier chapitre de cette thèse montre par exemple que la mobilité des individus dans la distribution des revenus peut être très faible au cours de leur vie. Une réflexion à la fois théorique et appliquée sur la recherche des causes de cette relative immobilité et de la stratification des sociétés africaines ainsi que sur le type d'inégalités à considérer prolongera ce travail.

---

<sup>9</sup> Il existe à ma connaissance une étude sur l'Afrique du Sud : Maitra P., Ray R. (2003), The effects of transfers on household expenditure patterns and poverty in South Africa, *Journal of Development Economics*, vol. n°71, pp23-49.