



HAL
open science

L'inégalité des chances sur le marché du travail urbain ouest-africain

Laure Pasquier-Doumer

► **To cite this version:**

Laure Pasquier-Doumer. L'inégalité des chances sur le marché du travail urbain ouest-africain. Revue d'Economie du Développement, 2012, 26 (1). <hal-01651038>

HAL Id: hal-01651038

<https://hal.science/hal-01651038v1>

Submitted on 28 Nov 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.



HAL Authorization

DOCUMENT DE TRAVAIL

DT/2010-09

L'inégalité des chances sur le marché du travail urbain en Afrique de l'Ouest

Laure PASQUIER-DOUMER

UMR DIAL 225

Place du Maréchal de Lattre de Tassigny 75775 • Paris Cedex 16 • Tél. (33) 01 44 05 45 42 • Fax (33) 01 44 05 45 45

• 4, rue d'Enghien • 75010 Paris • Tél. (33) 01 53 24 14 50 • Fax (33) 01 53 24 14 51

E-mail : dial@dial.prd.fr • Site : www.dial.prd.fr

L'INEGALITE DES CHANCES SUR LE MARCHE DU TRAVAIL URBAIN EN AFRIQUE DE L'OUEST

Laure Pasquier Doumer
IRD, UMR 225 DIAL, Université Paris Dauphine
pasquier@dial.prd.fr

Document de travail UMR DIAL
Août 2010

Résumé

Comprendre les inégalités sur le marché du travail dans les pays en développement constitue un enjeu important dans la mesure où les revenus du travail y sont la principale source de revenu pour la majorité des ménages. Cette étude vise à identifier dans quelle mesure l'origine sociale des travailleurs détermine leur opportunités sur le marché du travail. Elle compare le degré d'inégalité des chances sur le marché du travail dans sept capitales économiques ouest africaines, définie comme l'association nette entre la position sur le marché du travail des individus et celle de leur père. Cette comparaison permet d'identifier les caractéristiques des pays présentant les degrés les plus élevés et d'apporter des éléments pour évaluer les différentes thèses expliquant les différences entre les pays en termes d'inégalités des chances. Elle estime ensuite pour chacune des villes si la situation professionnelle du père agit directement sur le positionnement sur le marché du travail ou si son effet est indirect, à travers l'éducation. Les implications en termes de politiques publiques sont très différentes selon les deux cas. Dans le premier cas, les politiques visant à égaliser les chances doivent agir directement sur le marché du travail, dans le second cas, elles doivent agir en amont, sur le système éducatif.

Mots clés : Inégalité des chances, secteur informel, Afrique de l'Ouest.

Abstract

As labour income is the first source of income in developing countries, inequalities in the labour markets contribute in a large part to global inequalities. This paper aims at understanding how the socio-economic background of a person determines his opportunities in the labour markets of West-African cities. It seeks to answer the following questions: to what extent one's position in the labour market is determined by his father's one and what explains differences between the West-African cities? Does the father's position influence directly the occupational situation of his children through the transmission of informational, social or physical capital gained in the course of his career? Or does it play an indirect role through determining the educational level of his children that will in turn be responsible for their position in the labour markets? Depending on whether the link between father's and children's occupation is direct or indirect, political implications are very different. In the first case, reducing inequality of opportunities means improving labour markets efficiency and in the second case, it means improving educational policy.

Key words : Inequality of opportunity, informal sector, West Africa.

JEL Classification : J24, J62, D63.

Plusieurs études ont montré que les marchés du travail africains sont compartimentés en segments dans lesquels les structures et mécanismes en matière de salaires, de perspectives professionnelles et de sécurité de l'emploi diffèrent (Brilleau, Roubaud et Torelli 2005, Kuepie, Nordman et Roubaud 2009). Pour comprendre la dynamique des marchés du travail africains, il est alors essentiel de comprendre ce qui détermine l'accès aux différents segments, et en particulier le rôle de l'origine sociale.

Plus le positionnement sur le marché du travail dépend de l'origine sociale et moins le principe d'égalité des chances défini par Rawls (1971) est respecté. En effet, selon ce principe, « *en supposant qu'il y a une répartition des atouts naturels, ceux qui sont au même niveau de talent et de capacité et qui ont le même désir de les utiliser devraient avoir les mêmes perspectives de succès, ceci sans tenir compte de leur position initiale dans le système social* » (Rawls 1971 p.104). En plus de répondre à un objectif de justice sociale, l'égalité des chances sur le marché du travail répond à un critère d'efficacité économique, comme le souligne le rapport sur le développement de la Banque mondiale de 2006, qui place la réduction de l'inégalité des chances au cœur des politiques en matière de développement. Réduire les inégalités des chances sur le marché du travail permet en effet une meilleure allocation du capital humain, à savoir là où ses rendements sont les plus élevés.

Les littératures économique et sociologique montrent l'existence de plusieurs mécanismes à l'origine d'une transmission intergénérationnelle de la position sur le marché du travail. La situation professionnelle des parents peut avoir un effet direct sur la détermination de situation professionnelle à travers la transmission de trois types de capitaux, le capital physique, le capital humain ou encore le capital social. La situation professionnelle des parents peut leur permettre d'accumuler du capital physique qu'ils peuvent ensuite transmettre à leurs enfants. Or, dans un contexte de contrainte du crédit, l'héritage d'un capital physique conditionne l'accès aux catégories socio-professionnelles qui nécessitent un investissement initial (Banerjee et Newman, 1993). Les parents accumulent ensuite à travers leur profession du capital humain, qui peut prendre différentes formes. Une première forme est la connaissance d'un métier, d'un savoir-faire. Une autre forme est celle d'un patrimoine informationnel qui permet la connaissance d'un milieu professionnel et des actions optimales à mener lorsqu'on y évolue ou encore la connaissance sur ses capacités à exercer certaines professions. La transmission de ce capital humain peut conduire les individus à choisir la même profession que leurs parents (Hassler et Mora 2000, Galor et Tsiddon 1997, Sjörgen 2000). Les parents peuvent enfin acquérir dans l'exercice de leur profession un capital social, en particulier un réseau social ou des valeurs liées à une profession qu'ils peuvent transmettre à leurs enfants, leur facilitant ainsi l'accès à cette profession (Lin, Vaughn et Ensel 1981).

Mais la situation professionnelle des parents peut également avoir un effet indirect sur la position de leurs enfants sur le marché du travail, en déterminant leur niveau d'éducation, qui à son tour conditionne la situation professionnelle. De nombreux auteurs ont en effet montré que l'origine sociale est déterminante dans l'acquisition d'éducation, notamment *via* l'imperfection des marchés de capitaux, la transmission intergénérationnelle des aptitudes, ou encore en conditionnant la motivation à étudier¹. La situation professionnelle des parents peut en effet à la fois conditionner les ressources disponibles des parents pour

¹ Pour une revue de littérature sur le sujet, se référer à Haveman et Wolfe (1995).

éduquer leurs enfants mais aussi la motivation des enfants à étudier et les rendements attendus de l'éducation.

L'objectif de ce chapitre est double. Il vise tout d'abord à comparer le degré d'inégalité des chances sur le marché du travail dans sept capitales économiques ouest africaines, à savoir Abidjan, Bamako, Dakar, Cotonou, Lomé, Niamey et Ouagadougou. Le degré d'inégalité des chances est défini ici comme l'association nette entre la position sur le marché du travail des individus et celle de leur père, c'est-à-dire l'association indépendamment de l'évolution structurelle du marché du travail. Cette comparaison permet d'identifier les caractéristiques des pays présentant les degrés les plus élevés d'inégalité des chances et d'apporter des éléments pour évaluer les différentes thèses expliquant les différences entre les pays en termes d'inégalités des chances.

Le deuxième objectif est d'estimer pour chacune des villes dans quelle mesure la situation professionnelle du père agit directement sur le positionnement sur le marché du travail ou si son effet est indirect, à travers l'éducation. Les implications en termes de politiques publiques sont très différentes dans les deux cas. Dans le premier cas, les politiques visant à égaliser les chances doivent agir directement sur le marché du travail, dans le second cas, elles doivent agir en amont, sur le système éducatif.

Les études comparatives de l'inégalité des chances ou la mobilité sociale s'inscrivent dans un courant de la sociologie quantitative qui cherche à évaluer quels sont les facteurs expliquant les différences entre pays. Du fait de la rareté des données, il n'existe que très peu d'études comparatives portant sur les pays en développement, la plupart s'intéressant aux pays développés (Erikson et Goldthorpe 1992). Quelques rares études intègrent dans leur base de données un nombre très faible de pays en développement (Grusky et Hauser 1984, Ganzeboom, Luijckx et Treiman 1989) en leur appliquant la même stratification sociale que celle des pays développés. Or comme l'ont montré plusieurs auteurs, cette stratification n'est pas à même de prendre en compte la spécificité du marché du travail des pays en développement, caractérisé par une prédominance du secteur informel (Benavides 2002, Pasquier-Doumer 2005). C'est pourquoi il est nécessaire de mener des études spécifiques aux pays en développement pour tenir compte de la structuration dans ces pays du marché du travail.

Bien que l'Afrique soit, après l'Amérique Latine, le continent où les inégalités de revenu sont les plus élevées (Banque mondiale, 2005), il n'existe à notre connaissance pour l'Afrique que trois études comparatives sur la dynamique de ces inégalités. Ces trois études sont celle de Bossuroy et Cogneau (2008), de Cogneau et alii (2007) et de Cogneau et Mesplé-Somps (2008). Toutes trois utilisent les mêmes données, à savoir des enquêtes représentatives de cinq pays africains, le Ghana, l'Ouganda, la Côte d'Ivoire, la Guinée et Madagascar. Alors que la troisième s'intéresse à l'inégalité des chances en termes de revenus, les deux premières traitent de la mobilité sociale. Elles se heurtent toutefois à la comparabilité des classifications professionnelles dans les différentes enquêtes, en particulier pour l'activité du père, obligeant les auteurs à agréger fortement ces classifications pour ne retenir que deux groupes, les activités agricoles et les activités non-agricoles.

Les données des enquêtes 1-2-3 offrent à la fois un niveau de détail très fin sur la situation professionnelle du père et une excellente comparabilité, ce dernier point étant la faiblesse de la plupart des études comparatives de ce type (Björklund et Jäntti 2000). Elles permettent donc une analyse détaillée de l'inégalité des chances, intégrant plusieurs dimensions du marché du travail, à savoir le secteur institutionnel mais aussi la catégorie socio-professionnelle.

La première partie de ce chapitre est consacrée à la présentation du contexte et des données. Dans la deuxième, nous nous intéressons à l'inégalité des chances dans l'accès aux secteurs institutionnels et dans la troisième à l'inégalité des chances dans l'accès aux catégories socio-professionnelles. La dernière partie présente les conclusions.

1. Contexte et données

Cette étude s'intéresse aux capitales économiques des sept pays francophones de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo².

Le Bénin, la Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo, tous quatre pays côtiers, présentent un niveau de richesse dans l'ensemble supérieur aux pays enclavés que sont le Burkina Faso, le Mali et le Niger. Cette distinction entre les pays côtiers et les pays enclavés est encore plus marquée lorsqu'il s'agit de l'indice de développement humain (cf. annexe 1).

Pendant la période coloniale, ces sept pays ont tous appartenu à l'Afrique Occidentale Française, à l'exception du Togo³. Leur système administratif a donc largement été influencé par le système français. Or, comme le suggèrent Cogneau et alii (2007), l'identité du colonisateur pourrait influencer à long-terme la structuration sociale du pays et en particulier l'inégalité des chances. En comparant cinq pays, les auteurs montrent en effet que pour ces pays, l'inégalité des chances économiques est beaucoup plus générale dans les ex-colonies françaises que dans les ex-colonies anglaises. A partir de 1960, ces sept pays ont connu des évolutions politiques diverses, présentées de manière très simplifiée dans l'annexe 1.

Les données utilisées sont pour chaque pays la phase 1 des enquêtes 1-2-3 menées en 2001-2002 dans les capitales économiques des pays de l'UEMOA. Ces enquêtes permettent de connaître pour chaque enquêté le niveau d'éducation du père mais aussi la catégorie socio-professionnelle, le type d'entreprise ainsi que la branche d'activité du père quand l'enquêté avait 15 ans. Un tel niveau de détail sur la situation professionnelle du père est très rare dans les pays en développement. Les formulations des questions ainsi que les modalités de réponses sont en outre identiques d'une ville à l'autre, ce qui permet une comparaison robuste des villes avec un niveau de détail élevé, la plupart des études sur les inégalités des chances devant souvent arbitrer entre ces deux dimensions. La spécification de l'âge de l'enquêté au moment où le père exerçait l'activité décrite, à savoir 15 ans, permet de s'assurer que tous les pères étaient plus ou moins dans la même période de leur cycle de vie,

² En dehors de ces sept pays, l'UEMOA inclut un huitième membre, la Guinée-Bissau.

³ Le Togo actuel a été de 1885 à 1914 une colonie allemande puis de 1919 à 1960 une colonie française sous tutelle internationale.

en particulier professionnel, et qu'il s'agit de l'activité qu'il exerçait peu de temps avant l'insertion de leurs enfants sur le marché du travail. La comparabilité entre l'activité des individus et celle de leur père est garantie si les individus se situent à la même période de leur cycle de vie que leur père. C'est pourquoi nous avons retiré de l'échantillon tous les individus de moins de 35 ans en supposant qu'avant cet âge, ils n'ont pas encore atteint la maturité professionnelle de leur père quand ils avaient 15 ans. En ne gardant que les actifs occupés et dont le père travaillait, nous disposons alors d'environ 1500 observations par ville. Les taux de non-réponses sont présentés en détail dans l'annexe 2.

Ces données ne permettent pas en revanche d'avoir une vision représentative de la structure du marché du travail pour l'ensemble de la génération des pères. Nous n'observons en effet que la situation professionnelle des pères dont les enfants exercent une activité dans l'une des sept capitales économiques ouest-africaines au moment de l'enquête. Ces données autorisent cependant l'analyse, et la comparaison entre les pays, du changement de contexte professionnel qu'ont vécu les familles vivant actuellement dans les principaux centres urbains, et surtout la force du lien entre la situation sur le marché du travail des habitants de ces centres et celle de leur père, qui constitue la mesure de l'inégalité des chances retenue dans cette étude⁴.

2. Inégalité des chances dans l'accès aux secteurs institutionnels

Dans cette partie, nous cherchons à savoir si le fait d'avoir un père ayant exercé dans un certain secteur institutionnel procure un avantage comparatif pour accéder à ce même secteur. Si tel est le cas, plusieurs questions se posent. Pour quel secteur cet avantage est-il le plus marqué ? L'inégalité des chances dans l'accès à un secteur institutionnel est-elle de même ampleur dans les sept villes ? Son intensité varie-t-elle d'un secteur à l'autre de la même façon entre les sept villes ? Qu'est-ce qui distingue les villes offrant le moins d'égalité des chances des autres villes ? Quel est le lien causal entre le secteur institutionnel d'un individu et celui de son père ? Le lien est-il direct ou indirect via l'éducation ?

2.1. Evolution des secteurs institutionnels

La définition des secteurs institutionnels retenue ici vise à refléter le phénomène de segmentation du marché de l'emploi (dans les capitales de l'UEMOA en distinguant le secteur formel du secteur informel. Les individus enquêtés sont donc considérés comme exerçant une activité dans le secteur informel s'ils travaillent dans une entreprise non enregistrée. Nous ne savons pas en revanche si l'entreprise dans laquelle travaillait le père était ou non enregistrée. C'est pourquoi nous avons considéré que les pères exerçaient dans le secteur informel s'ils travaillaient dans une micro-entreprise, une entreprise associative, pour un ménage ou à leur compte. Nous avons ensuite différencié au sein du secteur formel les travailleurs du secteur public et para-public de ceux du secteur privé formel afin de tester

⁴ Il aurait été souhaitable de comparer la profession des femmes à celle de leur mère, la mère étant le principal référent potentiel de ces premières. Cependant, comme toutes les études sur la mobilité sociale, on est alors confronté à une perte d'observations trop importante du fait du faible taux d'activité des mères. Le choix méthodologique de prendre le père comme référent a pour conséquence de sous-évaluer en général la mobilité des femmes.

l'hypothèse d'accès au secteur public plus fortement conditionné par l'origine sociale que l'accès au secteur privé formel. Les trois secteurs considérés sont donc le secteur public et para-public, le secteur privé formel et le secteur informel.

La répartition des actifs selon le secteur institutionnel est assez différente selon les villes. **A Bamako, Ouagadougou et Niamey, le secteur public emploie une part significativement plus élevée de la population active qu'à Abidjan, Dakar, Lomé ou Cotonou** (autour de 20% contre 14% en moyenne dans les quatre autres villes). A Ouagadougou et Niamey, la part du secteur public s'est de plus fortement accrue entre les pères et leurs enfants, alors qu'à Dakar, Lomé ou Cotonou, elle a connue l'évolution inverse (Graphique 1)⁵.

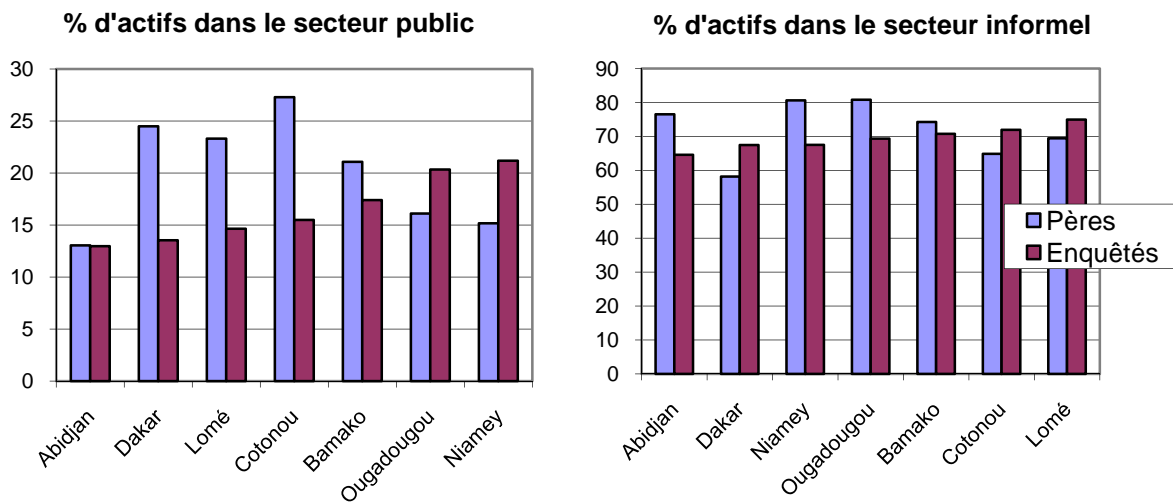
Les différences dans la répartition des actifs travaillant dans le secteur informel sont moins évidentes. Il n'existe pas de différence significative entre les pays. En revanche, Niamey, Ouagadougou, Bamako et Abidjan s'opposent aux autres villes quant à l'évolution du secteur informel entre les pères et leurs enfants. Dans ces villes, les actifs travaillent moins souvent dans le secteur informel que leur père, alors que c'est le contraire dans les autres villes (Graphique 1)⁶.

Concernant le secteur privé formel, les pays ont tous connu la même évolution, la part de ce secteur s'étant accrue entre les pères et leurs enfants dans les sept capitales. **Abidjan et Dakar se démarquent toutefois quant à l'ampleur de leur secteur privé formel** : la part des actifs occupés au moment de l'enquête dans le secteur privé formel y est deux fois plus élevée que dans les autres villes (20% contre 11% en moyenne).

⁵ Si l'on ne considère que les enquêtés nés dans la ville, afin de se rapprocher d'un échantillon plus représentatif de la distribution des secteurs institutionnels des pères exerçant dans la ville, Ouagadougou et Niamey se distinguent toujours des autres villes car on n'y observe aucune décroissance significative de la part du secteur public entre les pères et leurs enfants.

⁶ Avec le sous-échantillon des enquêtés nés dans la ville, Ouagadougou, Abidjan et Niamey s'opposent aux autres villes avec la part des actifs dans le secteur informel n'augmentant pas significativement entre les pères et leurs enfants.

Graphique 1 : Répartition des actifs enquêtés et de leur père selon le secteur institutionnel



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

2.2. Des secteurs institutionnels plus ou moins distants socialement selon les pays

L'objet de cette partie est d'évaluer dans quelle mesure l'accès à un secteur institutionnel est conditionné par le secteur institutionnel du père et de comparer les villes selon ce critère. Puisque les villes se caractérisent par des distributions et des évolutions différentes des trois secteurs institutionnels, il s'agit donc de mesurer le lien entre le secteur institutionnel de l'enquêté et celui de son père, quelles que soient les distributions des actifs parmi les enquêtés et leur père. Ce lien correspond à la mobilité sociale nette encore appelée dans la littérature la fluidité sociale. La fluidité sociale mesure donc le rapprochement des chances relatives, selon le milieu social d'origine, d'atteindre telle ou telle position sociale. Une analyse par les « rapports de chances relatives » - encore appelés coefficient de reproduction ou en anglais *odds ratio*- permet la comparaison des villes selon le degré de fluidité sociale qu'elles offrent.

Les rapports de chances relatives traduisent le résultat de la concurrence entre les individus dont le père exerçait dans des secteurs institutionnels distincts pour atteindre un secteur plutôt qu'un autre. Plus précisément, ils représentent l'inégalité relative entre deux individus, dont le père exerçait respectivement dans le secteur i et le secteur i' , pour atteindre le groupe j' plutôt que j . Il est défini comme suit :

$$OR_{\substack{i-i' \\ j-j'}} = \frac{\frac{n_{ij}}{n_{ij'}}}{\frac{n_{i'j}}{n_{i'j'}}} = \frac{n_{ij}n_{i'j'}}{n_{i'j}n_{ij}}$$

où n_{ij} est le nombre d'observations dans la cellule (i, j) de la

matrice de transition dont les lignes i représentent les trois secteurs institutionnels du père et les colonnes j les secteurs institutionnels de l'enquêté.

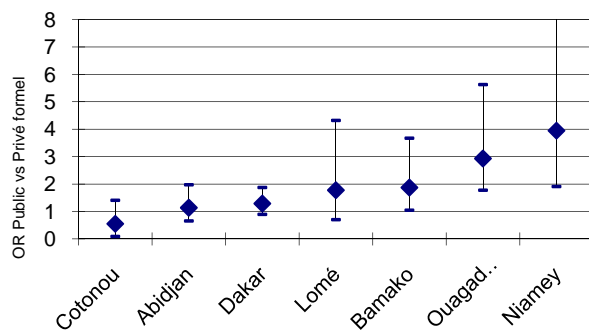
La chance d'atteindre un secteur j' plutôt que j est $OR_{\substack{i-i' \\ j-j'}}$ fois supérieure pour un individu

dont le père travaillant dans le secteur i' que pour un individu dont le père exerçait dans le secteur i . Si le rapport des chances relatives vaut 1, avoir un père du secteur i' n'apporte pas

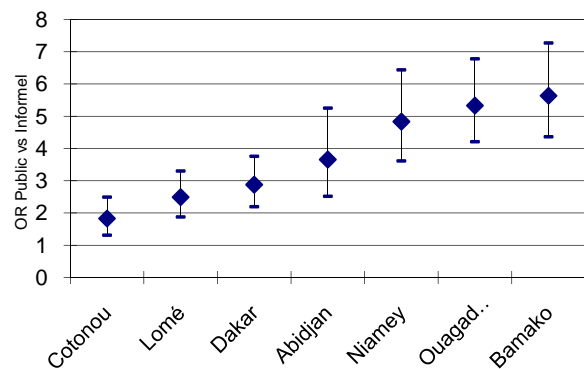
d'avantage comparatif par rapport à avoir un père du secteur i pour atteindre j' . Plus le rapport s'éloigne de 1 et plus la fluidité sociale entre deux secteurs institutionnels est faible. La caractéristique des rapports de chances relatives est qu'ils donnent une mesure de l'association statistique entre deux variables indépendamment des distributions marginales. Le graphique 2 présente pour les sept villes les rapports des chances relatives entre le secteur public et le secteur privé formel, entre le secteur public et le secteur informel et enfin entre le secteur privé formel et le secteur informel.

Graphique 2 : Rapports des chances relatives entre les trois secteurs institutionnels

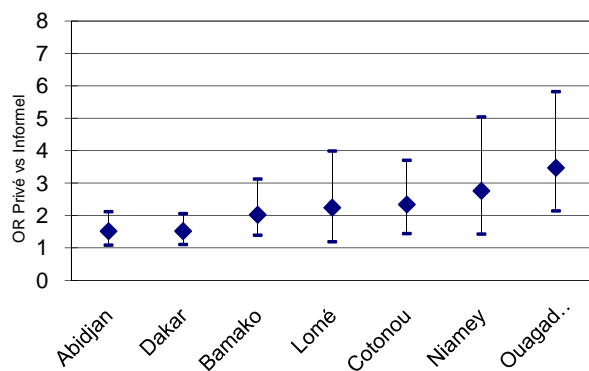
A- Rapports des chances relatives entre secteurs public et privé formel



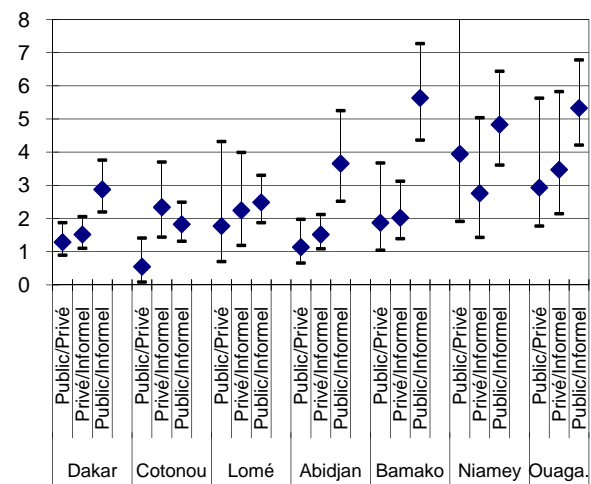
B- Rapports des chances relatives entre secteurs public et informel



C- Rapports des chances relatives entre secteurs privé formel et informel



D- Ensemble des rapports des chances relatives



Note : Pour chaque ville, la valeur centrale, représentée par un losange, correspond au rapport des chances relatives. Les bornes inférieure et supérieure, représentées par un segment, correspondent aux bornes d'un intervalle de confiance à 90%.

Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

La comparaison des graphiques 2A, 2B et 2C, représentée par le graphique 2D, apporte un premier enseignement. Dans la plupart des villes, le passage entre le secteur public et le secteur informel est le moins fluide socialement. Autrement dit, **la distance sociale entre le secteur informel et le secteur public est généralement bien plus élevée que celle entre le secteur public et le secteur privé formel ou que celle entre le secteur privé formel et le**

secteur informel. En revanche, la distance sociale entre le secteur privé formel et le secteur public est dans la majorité des villes sensiblement la même que la distance sociale entre le secteur privé formel et le secteur informel. A Bamako par exemple, un individu dont le père travaillait dans le secteur public a environ 6 fois plus de chances d'accéder au secteur public qu'un individu dont le père exerçait dans le secteur informel. Son avantage comparatif est trois fois moindre si on le compare cette fois à un individu dont le père travaillait dans le secteur privé formel. L'avantage relatif dans l'accès au secteur privé formel d'un individu « originaire » du secteur privé formel par rapport à un individu « originaire » du secteur informel est de la même ampleur : il a deux fois plus de chances que ce dernier d'avoir un emploi dans le secteur privé formel.

Ce constat n'est cependant pas vrai pour toutes les villes. A Lomé et Cotonou, les distances sociales entre les secteurs sont quasiment les mêmes. De plus, à Cotonou, avoir un père travaillant dans le secteur public n'offre pas un avantage dans l'atteinte du secteur public relativement à avoir un père travaillant dans le secteur privé formel : deux individus dont les pères travaillaient respectivement dans le secteur privé formel et dans le secteur public ont 1,7 fois plus de chances ($=1/0,6$) d'échanger leur position que de travailler dans le même secteur que leur père. Ainsi, en observant les tables de mobilité, il apparaît qu'à Cotonou, la moitié des individus exerçant dans le secteur privé formel ont un père qui travaillait dans le secteur public. Cette proportion se situe plutôt autour de 30% dans les autres villes. Rappelons par ailleurs que Cotonou est la ville où la part des pères travaillant dans le secteur public est la plus élevée. Par ailleurs, l'évolution par cohorte de la part des actifs dans le secteur public montre que c'est à Cotonou que la réduction du secteur public a été la plus importante, entre la génération née entre 1930 et 1939 et celle née entre 1960 et 1969 (-20 points contre -9 points en moyenne dans les 7 villes). Cette forte décroissance du secteur public pourrait expliquer le désavantage relatif de ceux dont le père travaillait dans le secteur public relativement à ceux dont le père appartenait au secteur privé. Niamey présente enfin la particularité d'une distance sociale entre les secteurs privés formel et informel plus faible que celle entre le secteur public et le secteur privé formel.

L'examen de ces graphiques permet ensuite de comparer les villes à l'aune de la fluidité sociale qu'elles offrent dans le passage intergénérationnel d'un secteur institutionnel à un autre. Dans l'ensemble, **les différences entre les villes sont plus importantes lorsqu'il s'agit de la fluidité entre le secteur public et le secteur informel**, puis entre le secteur public et le secteur privé formel. Les distances sociales entre le secteur privé formel et le secteur informel ne diffèrent pas significativement entre les villes, à l'exception de Ouagadougou qui présente une distance sociale significativement supérieure à celles observées à Abidjan et Dakar.

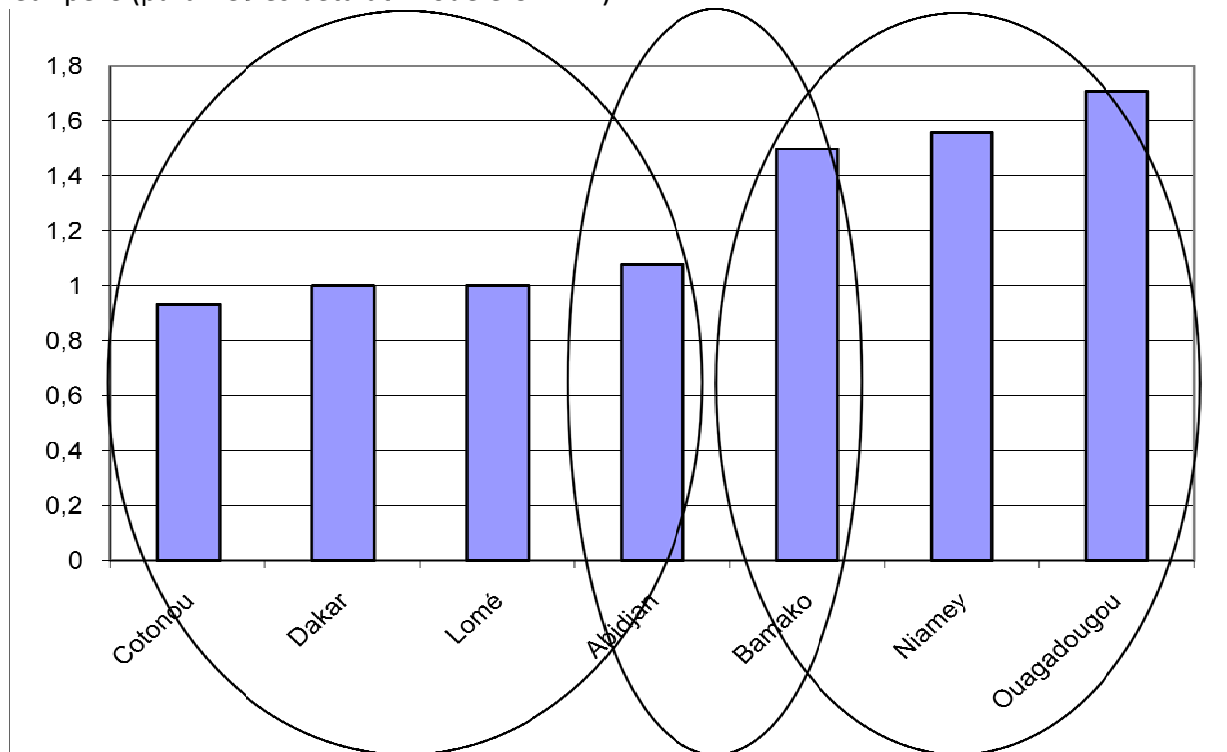
Concernant la fluidité sociale entre le secteur public et le secteur privé formel, deux groupes de villes s'opposent : Niamey et Ouagadougou se caractérisent par une rigidité sociale significativement plus élevée qu'à Cotonou, Abidjan et Dakar puisque les intervalles de confiance entre ces deux groupes sont disjoints. A Niamey, avoir un père dans le secteur public multiplie par 4 les chances de travailler dans le public par rapport à avoir un père dans le secteur privé formel. Ce rapport n'est que de 1,1 à Abidjan, signifiant une quasi-égalité des chances dans l'accès au secteur privé formel entre des individus « originaires » du public et ceux du privé.

Les mêmes groupes se retrouvent lorsqu’il s’agit de la fluidité entre le secteur public et le secteur informel, à la différence que Bamako rejoint le groupe des villes les moins fluides. A Cotonou, Lomé, et Dakar, le rapport des chances relatives est en moyenne de 2,4 alors qu’à Niamey, Ouagadougou et Bamako, il est en moyenne de 5,3.

La modélisation log-linéaire UniDiff⁷ permet de synthétiser ces résultats et de proposer un classement des villes en prenant en compte simultanément ces trois dimensions. Elle permet en effet de donner une mesure synthétique de la façon dont l’association entre deux variables qualitatives –le secteur de l’enquête et celui du père- diffère selon une troisième variable, la ville, et ce quelle que soit les modalités des deux variables qualitatives considérées. Cette mesure synthétique est appelée paramètre β ou encore paramètre d’intensité. Cette modélisation est présentée plus en détail en annexe 3. L’évolution du paramètre d’intensité résume donc la variation entre les villes des inégalités sociales dans l’accès à un secteur institutionnel. Par convention, on fixe la valeur du paramètre à 1 pour Dakar. Un paramètre supérieur à 1 (respectivement inférieur à 1) signifie une intensité plus forte (respectivement moins forte) d’inégalité des chances. Plus précisément, cela suppose que tous les rapports des chances relatives (*odds ratios*) augmentent avec la même intensité β_k entre Dakar et l’autre ville k considérée, et ceci pour les trois secteurs institutionnels. Les paramètres de chaque ville sont présentés dans le graphique 3. La significativité des différences entre chacun des paramètres a été systématiquement testée (cf. annexe 3), ce qui a permis de définir des groupes de villes, représentés sur le graphique.

⁷ Modèle log-multiplicatif « Uniform Difference », introduit dans la littérature par Erikson & Goldthorpe (1992), Xie (1992).

Graphique 3 : Paramètres d'intensité du lien entre secteur institutionnel des individus et de leur père (paramètres bêta du modèle UniDiff)



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Lecture : le paramètre d'intensité d'Abidjan n'est pas significativement différent de celui de Lomé ou de Bamako mais est significativement différent de celui de Niamey. Celui de Bamako n'est pas significativement différent de celui de Niamey ou d'Abidjan mais est significativement différent de celui de Lomé.

Cette analyse montre que les sept capitales d'Afrique de l'Ouest offrent des chances bien différentes dans l'accès aux secteurs institutionnels. Deux groupes de villes émergent. **Les villes côtières Dakar, Cotonou, Lomé, Abidjan forment le premier groupe. Elles ont en commun un faible degré d'inégalité des chances relativement aux autres villes. A l'inverse, Bamako, Niamey, Ouagadougou ont un degré d'inégalité des chances presque 2/3 plus élevé que celui de l'autre groupe.** La frontière entre les deux groupes se confond pour Abidjan et Bamako⁸.

Notons que dans l'étude de Cogneau et alii (2007), la Côte d'Ivoire, seul pays commun à cette étude, offre un degré d'inégalité bien plus élevé que celui observé dans les deux pays anglophones étudiés (Ouganda et Ghana).

Les villes appartenant au groupe présentant le moins de fluidité sociale sont les capitales de pays partageant un certain nombre de caractéristiques (cf. annexe 1). Le Mali, le Burkina Faso comme le Niger sont des pays enclavés. Parmi les sept pays étudiés, ils présentent les plus faibles indices de développement humain. Les niveaux d'éducation et d'alphabétisation y sont les plus bas. A l'inverse, les taux de mortalité ou de malnutrition y sont les plus élevés.

⁸ Cette opposition entre ville côtières et villes enclavées est robuste au changement de la définition du secteur informel : si nous définissons le secteur informel de l'enquêté de façon identique à la façon dont il est défini pour les pères, à savoir travailler dans une micro-entreprise, pour un ménage ou à son compte, Ouagadougou, Niamey et Bamako s'opposent par leur degré d'inégalité des chances élevé à Cotonou, Lomé, Dakar et Abidjan, avec une frontière qui toutefois se confond pour Abidjan.

L'urbanisation y est plus faible qu'ailleurs puisque la population rurale représente une part beaucoup plus importante de la population qu'au Bénin, en Côte d'Ivoire, au Sénégal ou au Togo. Les indices de fécondité y sont de plus supérieurs d'au moins un point à ceux observés dans les quatre autres pays.

Ces résultats semblent rejoindre la théorie libérale de la mobilité sociale (Parsons 1960, Blau et Duncan 1967, Treiman 1970) selon laquelle plus une société est industrialisée et plus les critères de sélection sur le marché du travail sont méritocratiques, à travers notamment l'accroissement de la demande pour le travail qualifié ou de l'urbanisation qui crée une mobilité géographique et diminue le sentiment de communauté. Cependant, l'échantillon des pays, comprenant sept observations, est trop petit pour en tirer une réelle conclusion.

Un autre constat est que les villes où l'inégalité des chances est la plus forte ne sont pas les plus inégalitaires en termes de revenus d'après les Gini calculés à partir des mêmes enquêtes⁹. Ce résultat diffère de l'analyse comparative de Cogneau et alii (2007) portant sur le Ghana, l'Ouganda, la Côte d'Ivoire, Madagascar et la Guinée. Cette différence de résultat peut s'expliquer par le fait que les pays que nous considérons ont des degrés d'inégalité de revenu trop proches pour pouvoir saisir un lien entre l'inégalité des chances et l'inégalité de revenu, ce qui n'est pas le cas de l'étude de Cogneau et alii.

Enfin, contrairement à certaines thèses sociologiques (Parkin 1971), il ne pas semble y avoir de lien entre le régime politique et le degré d'inégalité des chances : les trois pays dans lesquels l'inégalité des chances est la plus élevée ne présentent pas plus de similarités entre eux qu'avec les autres pays (cf. annexe 1).

⁹ L'inégalité en termes de revenu est mesurée par le coefficient de Gini sur les revenus dans la capitale.

2.3. Le rôle de l'éducation dans l'inégalité des chances d'accéder aux secteurs institutionnels

L'analyse précédente propose une vision globale de l'inégalité des chances dans l'accès aux différents secteurs institutionnels. Elle ne prend cependant en compte qu'une seule dimension de l'origine sociale, le secteur institutionnel du père. Elle ne donne ensuite aucune information sur le lien causal entre le secteur institutionnel du père et celui de ses enfants. L'effet du secteur institutionnel du père est-il direct ou bien détermine-t-il une autre caractéristique des individus comme leur niveau d'éducation qui à son tour va influencer sur l'accès à un secteur institutionnel ?

Cette partie vise à affiner les résultats précédents en considérant une définition plus large de l'origine sociale comprenant le lieu de naissance et l'ethnie et en tenant compte du niveau d'éducation des individus, afin d'éclaircir par quel canal transite l'effet de l'origine sociale sur l'accès à un secteur institutionnel.

Pour ce faire, nous estimons dans un premier temps pour chaque ville un modèle logit expliquant la probabilité d'accéder à un secteur institutionnel plutôt qu'aux deux autres en fonction de quatre dimensions de l'origine sociale (le secteur institutionnel du père, si le père a été ou non scolarisé, le lieu de naissance et l'ethnie) tout en contrôlant par le sexe des enquêtés. Il s'agit du modèle 1 pour l'accès au secteur public, du modèle 3 pour l'accès au secteur privé formel et du modèle 5 pour l'accès au secteur informel. Notons que l'ethnie est mesurée ici comme l'appartenance à l'ethnie la plus représentée dans la ville, à l'exception de la Côte d'Ivoire où la référence est d'appartenir aux groupes ethniques des Akan, des Krou ou des Mandés du Sud¹⁰ afin de tester l'hypothèse d'une division sociale du travail basée sur « l'ivoirité ». Dans un second temps, nous estimons les mêmes modèles mais en incluant le niveau d'éducation des enquêtés. Ce sont les modèles 2, 4 et 6 pour respectivement l'accès au secteur public, au secteur privé formel et au secteur informel. Si dans ces modèles l'origine sociale a toujours un effet significatif, cela signifie que l'origine sociale a un effet direct sur l'accès aux secteurs institutionnels. Si l'effet n'est plus significatif, alors l'effet de l'origine sociale est indirect puisqu'il influence le niveau d'éducation atteint qui lui-même détermine le secteur institutionnel. Le tableau 1 présente les rapports des chances relatives obtenus par l'estimation de ces modèles logit (au total 6x7 = 42 modèles).

Tableau 1 : Estimation logit des effets de l'origine sociale sur l'accès aux secteurs public, privé formel et informel

Secteur d'activité		Public		Privé formel		Informel	
		Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4	Modèle 5	Modèle 6
Père dans le public ou para-public (ref. Informel)	Cotonou	1,2	0,8	2,9	2,5	0,4	0,6
	Dakar	2,1	1,1	1,8	1,6	0,4	0,6
	Lomé	2,3	1,4	1,8	1,4	0,4	0,6
	Abidjan	2,5	1,6	1,0	0,8	0,6	1,0
	Bamako	4,0	2,2	1,0	0,8	0,3	0,6

¹⁰ Le groupe des Akan comprend notamment les ethnies Baoulé, Agni, Ebrié, celui des Krou les ethnies Bété, Krou et Bakoué, celui des Mandés du Sud les ethnies Gouro, Dan et Gagou. Ces groupes sont ici opposés à ceux des Mandés du Nord (Dioula, Malinké, Koro, etc.) et au groupe ethnique Voltaïque (Koulango, Lobi, Birifor, etc.).

	Niamey	3,0	1,5	2,2	1,5	0,3	0,5
	Ouagadougou	3,5	1,6	1,8	1,3	0,3	0,6
Père dans le privé (ref. Informel)	Cotonou	0,9	0,6	1,8	1,4	0,8	1,3
	Dakar	1,4	1,1	1,5	1,2	0,6	0,8
	Lomé	1,1	0,8	1,7	1,5	0,7	0,9
	Abidjan	2,0	1,8	0,8	0,7	0,8	1,0
	Bamako	2,3	1,9	1,0	0,9	0,6	0,7
	Niamey	0,8	0,4	2,8	2,5	0,6	1,0
	Ouagadougou	1,5	0,6	2,0	1,5	0,5	1,2
Est né dans l'agglomération de ...	Cotonou	0,5	0,5	1,0	1,2	1,6	1,4
	Dakar	0,9	0,8	1,1	1,0	1,0	1,2
	Lomé	0,6	0,7	0,9	0,8	1,5	1,5
	Abidjan	0,9	0,9	1,3	1,2	0,9	0,9
	Bamako	1,0	0,8	1,7	1,6	0,8	0,8
	Niamey	0,9	0,7	1,4	1,3	1,0	1,1
	Ouagadougou	0,8	0,8	1,1	1,1	1,2	1,1
Appartient à l'ethnie majoritaire	Cotonou	1,4	1,3	0,9	0,9	0,8	0,9
	Dakar	0,9	0,9	0,7	0,7	1,4	1,4
	Lomé	0,7	0,8	1,1	1,1	1,2	1,1
	Abidjan	4,4	2,2	2,0	1,4	0,3	0,5
	Bamako	1,0	1,2	0,7	0,7	1,3	1,1
	Niamey	1,2	1,4	0,9	0,9	0,9	0,8
	Ouagadougou	0,5	1,0	0,5	0,6	2,5	1,5
Sexe (ref. Femme)	Cotonou	3,1	1,6	4,8	3,0	0,2	0,3
	Dakar	2,0	1,6	4,1	4,2	0,2	0,2
	Lomé	3,4	1,8	5,8	4,0	0,2	0,3
	Abidjan	2,3	1,2	4,6	3,6	0,2	0,3
	Bamako	1,6	1,1	6,8	6,2	0,3	0,3
	Niamey	1,8	1,3	4,6	3,8	0,3	0,4
	Ouagadougou	2,1	1,6	2,9	2,6	0,3	0,4
Père a été à l'école	Cotonou	2,1	1,2	1,2	0,7	0,5	1,1
	Dakar	1,6	1,4	1,8	1,5	0,5	0,6
	Lomé	1,1	0,6	1,6	1,3	0,7	1,2
	Abidjan	1,2	0,7	2,0	1,7	0,5	0,7
	Bamako	1,5	0,9	1,3	1,2	0,6	0,9
	Niamey	1,7	0,9	1,3	1,0	0,5	1,1
	Ouagadougou	1,1	0,7	1,6	1,3	0,7	1,3
Education primaire complète ou 2ndaire 1 incomplète (ref. < primaire complet)	Cotonou		5,1		2,2		0,3
	Dakar		5,2		2,0		0,3
	Lomé		3,4		2,5		0,3
	Abidjan		5,5		2,6		0,3
	Bamako		3,4		1,4		0,5
	Niamey		4,8		2,8		0,2
	Ouagadougou		6,3		2,7		0,2
Education 2ndaire 1 complète et plus (ref. < primaire complet)	Cotonou		17,2		7,4		0,0
	Dakar		13,2		2,9		0,1
	Lomé		13,5		3,4		0,1
	Abidjan		25,0		2,8		0,9
	Bamako		19,9		2,3		0,1
	Niamey		18,1		3,3		0,0
	Ouagadougou		24,5		3,5		0,0

Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteur. Champs : les individus de 35 ans et plus

Lecture : D'après le modèle 1, avoir à Dakar un père dans le secteur public multiplie par 2,1 le « odd »¹¹ de travailler dans le public par rapport à un père qui travaille dans le secteur informel. Autrement dit, la probabilité de travailler dans le secteur public divisée par la probabilité de ne pas y travailler augmente toutes choses égales par ailleurs de 110% lorsque le père a travaillé dans le secteur public plutôt que dans le secteur informel.

Note : les odd ratios en gras correspondent à des coefficients significatifs au seuil de 10%.

Accès au secteur public

Les modèles 2 montrent que **les villes les moins fluides, à savoir Bamako, Niamey et Ouagadougou sont caractérisées par un effet propre du secteur institutionnel du père sur l'entrée dans le secteur public**, indépendamment de l'effet qu'il a pu avoir dans la détermination du niveau d'éducation : dans ces villes, toutes choses égales par ailleurs, avoir un père ayant exercé dans le secteur public augmente significativement les chances de travailler dans le secteur public, par rapport à avoir un père travaillant dans le secteur informel. Ces chances sont multipliées par 2,2 à Bamako et par 1,6 et 1,5 à Ouagadougou et Niamey. Ainsi, dans les capitales des trois pays enclavés de l'UEMOA, la situation professionnelle du père a un effet direct dans l'accès au secteur public, à travers la transmission d'un capital humain autre que l'éducation (connaissance d'un milieu professionnel, savoir-faire, goût pour le secteur public, etc.), ou encore d'un capital social.

A Bamako et Niamey, le fait d'avoir un père travaillant dans le secteur privé formel a par ailleurs un effet significatif sur l'atteinte du secteur public, relativement au fait d'avoir un père exerçant dans le secteur informel. Cet effet est positif à Bamako et négatif à Niamey. Ces résultats traduisent la faible distance sociale entre les secteurs privés formel et informel à Niamey, et entre le secteur public et le secteur privé formel à Bamako, déjà observées dans le graphique 2D et qui se maintiennent lorsque l'on prend en compte d'autres dimensions de l'origine sociale, le niveau d'éducation ou encore le genre.

A Niamey, l'inégalité des chances est renforcée par le rôle significatif de l'ethnie dans l'accès au secteur public. Appartenir à l'ethnie Djerma augmente en effet ses chances d'accéder au secteur public, et ce quels que soient son niveau d'éducation, son sexe, son lieu de naissance ou l'activité de son père. A l'inverse, cela diminue significativement la probabilité d'intégrer le secteur informel (modèle 6). Les Djerma, bien que minoritaires dans le pays (22% de la population contre 56% pour les Haoussa¹²), occupent la partie ouest du pays et sont par conséquent l'ethnie la plus représentée à Niamey. Les Djerma sont par ailleurs les premiers à avoir occupé les postes de cadres dans l'administration et l'armée coloniales. C'est également de cette ethnie que sont issus les trois dirigeants à la tête du Niger depuis l'indépendance jusqu'en 1993¹³.

En revanche, Niamey comme Bamako sont les seules villes avec Abidjan où, à niveau d'éducation identique et une fois l'ethnie, le lieu de naissance et le secteur institutionnel et

¹¹ Le odd, ou en français la cote est le rapport de deux probabilités complémentaires. Il s'agit dans ce cas de la probabilité de travailler dans le secteur public divisée par la probabilité de ne pas travailler dans le secteur public.

¹² Gazibo 2009

¹³ Hamani Diouri de 1960 à 1974 ; Seyni Kountché de 1974 à 1987 ; Ali Saïbou de 1987 à 1993.

la scolarisation du père pris en compte, être une femme ne constitue pas un désavantage dans l'accès au secteur public.

Dans les autres villes, avoir un père exerçant dans le secteur public n'a pas d'effet dans l'accès à ce secteur. Une fois pris en compte son effet sur le niveau d'éducation atteint, le secteur institutionnel du père n'est plus déterminant pour intégrer le secteur public, à l'exception de Cotonou et Abidjan où avoir un père dans le secteur privé constitue un désavantage à Cotonou et un avantage à Abidjan par rapport à avoir un père dans le secteur informel. Plus qu'une transmission intergénérationnelle de la position sur le marché du travail, ces résultats traduisent pour Cotonou une faible distance sociale entre les secteurs, notamment public et privé formel et pour Abidjan une forte distance sociale entre secteurs public et informel alors que les secteurs publics et privés formels sont très proches (cf. graphique 2D). C'est pourquoi on peut conclure qu'à **Dakar, Cotonou, Lomé et Abidjan, le rôle du secteur institutionnel du père dans l'atteinte du secteur public s'exerce par un canal indirect, en déterminant le niveau d'éducation.** D'autres dimensions de l'origine sociale interviennent cependant dans l'accès au secteur public.

A Cotonou et à Lomé, le secteur public est plus ouvert, toutes choses égales par ailleurs, aux migrants, définis comme les individus nés en dehors de la ville. Ce résultat n'est pas très intuitif. On s'attendrait plutôt à ce qu'être né dans la ville permette de générer un capital social qui favorise l'entrée dans le secteur public. Ce résultat peut s'interpréter comme un favoritisme envers les individus issus de certaines régions dans le recrutement des secteurs public et para-public. En comparant, parmi les individus occupés qui ne vivent pas depuis toujours dans la capitale, la distribution des secteurs institutionnels des actifs occupés selon le département de résidence avant migration à la capitale, on note que les préfectures où la part du secteur public est surreprésentée sont Kozah, pour le Togo, préfecture d'origine des présidents Gnassingbé Eyadéma père et fils¹⁴, et Natitingou pour le Bénin, département de naissance du président Mathieu Kérékou¹⁵. A Cotonou, l'inégalité des chances selon sa région de naissance est renforcée par un effet significatif de l'ethnie pour intégrer le secteur public : appartenir à l'ethnie des Fon, ethnie majoritaire à Cotonou, multiplie, toutes choses égales par ailleurs, par 1,3 la probabilité de travailler dans le secteur public.

A Abidjan, l'ethnie a également un effet significatif sur l'accès au secteur public. Appartenir aux groupes ethniques des Akan, des Krou et des Mandés du Sud augmente significativement les chances d'atteindre le secteur public –elles sont multipliées par 2,2- par rapport à ceux qui appartiennent aux groupes ethniques des Mandés du Nord ou des Voltaïques. On retrouve le même résultat pour l'accès au secteur privé formel et le résultat inverse pour le secteur informel (modèles 4 et 6). **Ce résultat va dans le sens de la thèse d'une division sociale du travail basée sur « l'ivoirité » et qui oppose les ethnies dites autochtones du Sud aux ethnies dites allogènes du Nord :** *« Sous le régime d'Houphouët-Boigny, (...) en milieu urbain, l'intégration économique et sociale des étrangers se faisait de manière relativement aisée, sous la forme d'une division sociale du travail, héritée de la politique de mise en valeur coloniale, qui pouvait se résumer par la formule suivante: aux Ivoiriens "de souche" (selon les mots en vigueur aujourd'hui pour désigner les populations du Sud), les emplois salariés dans l'administration et les grandes entreprises publiques ou*

¹⁴ Présidents du Togo de 1967 à nos jours.

¹⁵ Président du Bénin entre 1972 et 1991 et entre 1996 et 2006.

parapubliques; aux étrangers et aux ressortissants du Nord (notamment dioula), le petit commerce, le transport et les petits métiers du secteur informel. » (Banégas 2009).

Accès au secteur privé formel

Parmi les villes les moins fluides, seule Niamey est caractérisée par un effet direct de la position du père sur le marché du travail dans l'accès au secteur privé formel (modèle 4). Dans cette ville, on observe une reproduction sociale dans le secteur privé formel puisque avoir un père travaillant dans le privé augmente significativement les chances d'y travailler soi-même. A Ouagadougou et Bamako cependant, d'autres dimensions de l'origine sociale conditionnent l'accès au secteur privé formel. A Ouagadougou, à caractéristiques égales, les Mossi ont moins de chances d'accéder au secteur privé formel que les individus appartenant aux autres ethnies. Ceci s'explique par leur plus grande présence dans le secteur informel (l'appartenance à l'ethnie majoritaire a un effet significatif dans le modèle 6). A Bamako, le lieu de naissance donne un avantage comparatif dans l'accès au secteur privé formel : être né à Bamako favorise significativement cet accès. Une interprétation à ce résultat est qu'être né à Bamako –et implicitement y avoir passé la majorité de sa vie- permet le développement d'un réseau social nécessaire à l'insertion professionnelle dans le secteur privé formel.

Dans les villes les plus fluides, le secteur institutionnel du père n'a pas d'effet direct dans l'accès au secteur privé formel, à l'exception de Dakar et Cotonou, où être « originaire » du secteur public procure un avantage par rapport à être « originaire » du secteur informel. A caractéristiques égales, les travailleurs dont le père travaillait dans le secteur public ont 2,5 fois plus de chances à Cotonou et 1,6 à Dakar d'exercer dans le secteur privé formel. Il n'y a donc pas reproduction sociale mais une passerelle intergénérationnelle allant du public vers le privé. En revanche, les autres dimensions de l'origine sociale n'ont pas d'effet significatif sauf à Dakar où comme à Ouagadougou, l'appartenance à l'ethnie majoritaire (les Wolofs) diminue la probabilité d'intégrer le secteur privé formel et augmente celle de participation au secteur informel.

Notons enfin que dans toutes les villes, le désavantage des femmes relativement aux hommes est plus important lorsqu'il s'agit d'intégrer le secteur privé formel plutôt que le secteur public.

Accès au secteur informel

Les sept villes ne se distinguent pas vraiment quant au rôle du statut professionnel du père dans l'accès au secteur informel (modèle 6). A l'exception d'Abidjan, **avoir un père qui a travaillé dans le secteur informel augmente dans toutes les villes la probabilité de travailler soi-même dans le secteur informel**, par rapport aux individus dont le père travaillait dans le secteur public, et ce quel que soit son niveau d'éducation. A Abidjan, il n'y a pas d'effet direct significatif du statut du père.

En revanche, l'effet de l'appartenance à l'ethnie majoritaire est différent selon les pays : il est nul à Cotonou, Lomé et Bamako, significativement positif à Dakar et Ouagadougou et significativement négatif à Abidjan et Niamey, comme déjà évoqué.

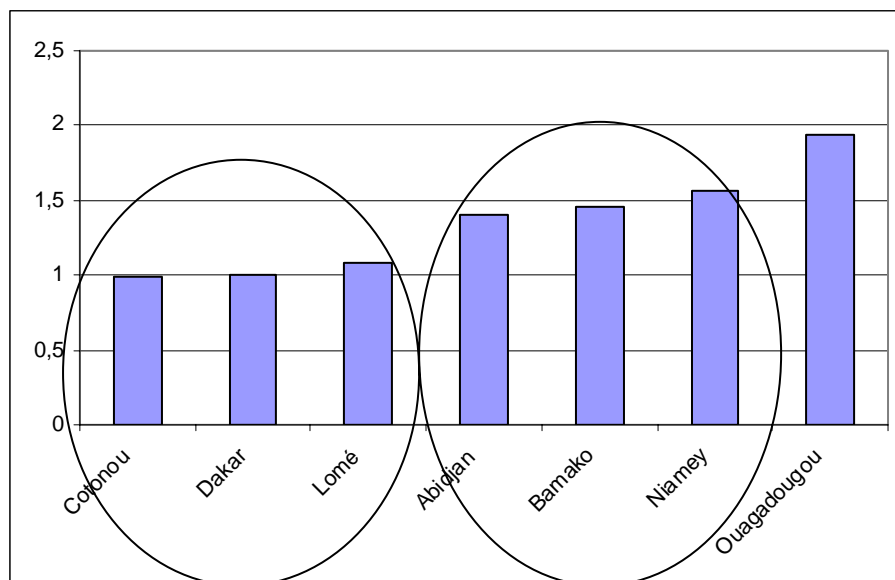
Il en est de même pour le lieu de naissance : être né dans la ville augmente la probabilité de travailler dans le secteur informel à Cotonou et Lomé. Cet effet est le pendant de l'effet négatif d'être né dans la ville sur l'accès au secteur public.

Dans toutes les villes, enfin, le sexe est un facteur discriminant dans l'accès au secteur informel, les femmes ayant une probabilité plus forte que les hommes d'y travailler.

Inégalité des chances scolaires

Il est intéressant de mettre ces résultats en regard de l'inégalité des chances scolaires observée dans les sept villes. L'inégalité des chances scolaires correspond à l'association entre le niveau scolaire des individus et leur origine sociale, après avoir pris en compte l'état des distributions de ces deux variables. Autrement dit, en définissant l'origine sociale par le niveau scolaire du père, l'égalité des chances est vérifiée lorsque les individus, dont les pères ont un niveau scolaire i , ont la même probabilité d'atteindre un niveau scolaire j que les individus dont les parents ont un niveau scolaire j , et ceci quels que soient les niveaux scolaires i et j . Nous avons considéré ici trois niveaux scolaires¹⁶. Pour comparer les sept agglomérations à l'aune du critère d'inégalité des chances scolaires, nous avons à nouveau recours à la modélisation log-linéaire UniDiff et au paramètre β d'intensité issu de cette modélisation et qui résume la variation entre les villes des inégalités sociales dans l'accès à un niveau scolaire. Par convention, on fixe à nouveau la valeur du paramètre à 1 pour Dakar. Les paramètres de chaque ville sont présentés dans le graphique 4.

Graphique 4 : Paramètres d'intensité du lien entre niveau d'éducation des individus et de leur père (paramètres bêta du modèle UniDiff)



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

¹⁶ Inférieur au primaire complet, compris entre le primaire complet et le 1^{er} cycle du secondaire incomplet, supérieur ou égal au 1^{er} cycle du secondaire complet.

Le classement des villes selon le degré d'inégalité des chances est le même lorsqu'il s'agit des chances scolaires que lorsqu'il s'agit des chances d'accès à l'un des trois secteurs institutionnels : Cotonou, Dakar et Lomé présentent la plus faible rigidité sociale, puis par ordre croissant, Abidjan, Bamako, Niamey et Ouagadougou. Pour l'inégalité des chances scolaires, le classement est robuste au choix de la variable d'origine sociale : les pays occupent les mêmes positions respectives si l'origine sociale est mesurée par le secteur institutionnel du père.

Les tests de significativité des différences entre les paramètres des sept villes permettent de définir trois groupes de villes, représentés sur le graphique 4. Cotonou, Dakar et Lomé se caractérisent par un même degré d'inégalité des chances, plus faible que dans les quatre autres villes ouest africaines. L'analyse des odd ratios indique que dans ces trois villes, un individu dont le père a au moins terminé le collège à environ 7 fois plus de chances de terminer lui-même le collège qu'un individu dont le père n'a jamais terminé le primaire. Abidjan, Bamako et Niamey présentent une inégalité des chances dans l'accès à l'éducation d'un tiers supérieure à celle observée pour le premier groupe de villes. La valeur du odd ratio présenté pour le groupe précédent se situe pour ce groupe autour de 17. Ouagadougou se distingue enfin de toutes les autres villes par des inégalités de chances scolaires particulièrement élevées. Le odd ratio précédant vaut 25 pour cette ville.

Ces résultats éclairent les résultats précédents et permettent d'établir une typologie des villes selon le lien causal qui unit le secteur institutionnel des individus à celui de leur père :

- A Cotonou, Dakar et Lomé, l'inégalité des chances dans l'accès au secteur institutionnel est modérée, relativement aux autres villes, et le secteur institutionnel du père a un effet principalement indirect sur l'accès à un secteur institutionnel, en conditionnant le niveau d'éducation atteint par les individus.
- A Abidjan, le lien entre secteur institutionnel des individus et de leur père est également surtout indirect. L'inégalité des chances scolaires y est cependant plus élevée que dans les trois précédentes villes, ce pourquoi Abidjan se trouve à la frontière du groupe précédent en termes d'inégalité des chances dans l'accès au secteur institutionnel.
- Bamako, Niamey et Ouagadougou cumulent un effet direct du secteur institutionnel du père sur celui des individus à un effet indirect via l'éducation relativement élevé. Ces deux effets cumulés font que ces villes appartiennent au groupe dans lequel l'inégalité des chances dans l'accès à un secteur institutionnel est la plus forte.

Ainsi, à Cotonou, Dakar, Lomé et Abidjan, une politique visant à réduire l'inégalité des chances scolaires permettrait de réduire en grande partie l'inégalité des chances d'accès aux différents secteurs institutionnels (encadré 1). En revanche, à Bamako, Niamey et Ouagadougou, une telle politique ne serait pas suffisante si l'effet direct observé de la position du père s'explique par l'existence d'un capital informationnel ou social transmissible que les parents ont pu accumuler grâce à leur position sur le marché du travail. A long terme cependant, l'égalisation des chances scolaires, en modifiant profondément les normes et valeurs de la société, pourraient réduire l'effet direct de la situation du père sur la position sur le marché du travail.

Encadré 1 : Quelles politiques pour réduire l'inégalité des chances en Afrique?

A- Réduire l'inégalité des chances scolaire en agissant sur l'offre éducative

1. Orienter les dépenses publiques en éducation vers les plus défavorisés. Plusieurs études ont montré qu'en Afrique, les dépenses publiques en éducation ne bénéficient pas prioritairement aux plus défavorisés. Pour remédier à cela, certains pays se sont dotés d'une *carte scolaire* afin d'identifier les zones et les populations non desservies par les services scolaires et ainsi de rendre plus équitables les choix d'investissement dans de nouveaux établissements ou l'allocation des enseignants. Cette pratique est cependant loin d'être généralisée. D'autres pays ont opté pour de nouvelles méthodes d'allocation des ressources scolaires comme les subventions par élèves qui sont envoyées aux établissements pour couvrir les dépenses non salariales pratiquées dans de nombreux pays anglophones, mais également au Rwanda, à Madagascar et au Bénin. En Afrique du Sud *la subvention par élève* allouée aux établissements est d'autant plus élevée que l'école scolarise des enfants défavorisés ou est située dans un environnement pauvre. Des normes d'allocation des enseignants plus favorables aux établissements défavorisés ont été fixées, privilégiant un nombre d'élèves par enseignant plus faible dans les établissements défavorisés. Ces mesures ont contribué à réduire les inégalités entre écoles publiques qui étaient très fortes du temps de l'apartheid. Néanmoins, malgré ces mesures, les coûts unitaires les plus élevés continuent à être observés dans les 20% d'établissements publics qui scolarisent les élèves des familles les plus aisées, du fait de la difficulté à envoyer enseignants qualifiés dans les zones défavorisées, et l'impossibilité d'imposer des normes trop différentes d'allocation des enseignants entre établissements.

2. Rendre la scolarité plus abordable en supprimant les frais de scolarité dans l'enseignement primaire. Un des premiers pays à avoir appliqué une telle mesure en Afrique fut le Malawi en 1991. Les effets ont été notables dès son introduction, comme l'atteste l'augmentation de l'effectif scolarisé qui est passé de 1,7 à 2,9 millions d'enfants entre deux ans. L'Ouganda a suivi en 1997, et a connu une hausse comparable des effectifs d'élèves. Depuis de nombreux pays leur ont emboîté le pas, comme le Cameroun en 1999, la Tanzanie en 2001, la Zambie en 2002, Madagascar en 2003 et le Burundi en 2005. Dans tous ces pays, cette réforme a eu un impact considérable sur la scolarisation des enfants, en particulier celle des enfants les plus défavorisés et des zones rurales mais n'ont pas eu d'impact positif sur la rétention des élèves les plus défavorisés, notamment du fait d'un mauvais accompagnement de cette réforme créant une forte détérioration de la qualité des conditions d'enseignement.

3. Rendre l'offre d'éducation plus flexible et l'adapter aux besoins des élèves les plus défavorisés, en assouplissant certaines réglementations qui entravent la scolarisation (obligation de présenter un certificat de naissance pour une première inscription ou d'être inscrit par ses parents, exclusion des filles enceintes ou ayant accouché), en *modifiant le calendrier scolaire* pour qu'il soit en phase avec le calendrier agricole ou encore en *développant des programmes spécifiques* à certains groupes défavorisés (orphelins du sida, enfants soldats ou handicapés, etc.).

4. Donner accès à une bonne éducation aux enfants démunis les plus brillants. Une autre stratégie suivie par certains pays est d'encourager les élèves les plus brillants à s'inscrire dans de bonnes écoles préparant à poursuivre des études longues. De nombreux pays africains entretiennent ainsi des établissements de prestige : internats ou collèges/lycées de prestige où sont scolarisés les meilleurs élèves appelés à poursuivre des études. Tout dépend de la manière dont est assurée la sélection et si notamment les enfants des zones rurales et des milieux défavorisés y sont équitablement représentés. Des pratiques proches de quotas ont été envisagées (comme en Tanzanie) mais rarement efficacement et équitablement mises en œuvre dans la durée. D'autres pays ont mis en place des mesures ciblées sur les groupes sous-représentés. L'Inde a développé des internats spéciaux pour des élèves des castes sous-représentées. Elle a aussi des internats gratuits pour les filles des zones rurales et encourage ainsi leur scolarisation dans le secondaire. Ce type de mesure est encore peu développé en Afrique compte tenu de son coût mais il pourrait être appelé à se développer.

B- Réduire l'inégalité des chances scolaire en agissant sur la demande de scolarisation

1. Réduire les coûts indirects de la scolarisation. Plusieurs programmes visent à réduire les coûts indirects des plus défavorisés et stimuler ainsi leur demande scolaire. Les programmes de transferts conditionnels et d'alimentation scolaires sont parmi les plus populaires. Les *programmes de transferts conditionnels*, très

développés en Amérique latine, consiste à verser une allocation mensuelle aux familles les plus pauvres sous condition qu'elles envoient leurs enfants à l'école. Les évaluations d'impact de ces programmes concluent généralement qu'ils permettent d'augmenter significativement la scolarisation des pauvres et leur rétention dans le système scolaire. En Afrique de tels projets sont en cours d'expérimentation, sous forme pilote, dans un certain nombre de pays (Tanzanie, Nigéria, Kenya, Zimbabwe) mais généralement sans conditionnalité (Malawi, Zambie, Ghana, Mozambique). Aucune évaluation de l'impact de ces programmes n'a pu encore être menée. Les **programmes d'alimentation scolaire** existent dans de nombreux pays en Afrique. De nombreuses études ont mis l'accent sur l'impact positif de ce type d'intervention sur la participation des élèves et sur leur assiduité en cours. Il améliore les capacités d'apprentissage des élèves les plus nécessiteux et constitue une incitation pour les familles d'envoyer et de maintenir les enfants à l'école. Ces programmes sont d'autant plus efficaces qu'ils interviennent tôt dans le cursus scolaire, qu'ils ciblent les écoles qui scolarisent le plus d'enfants très pauvres et vulnérables.

2. Accroître l'éducabilité des enfants. Les premières années de la vie jouent un rôle clef dans la formation du cerveau humain. Or, une mauvaise hygiène et alimentation, de mauvais traitements au cours de la petite enfance peuvent perturber de manière irrémédiable le développement physique, mental, cognitif et affectif des nouveaux nés et des enfants. Les **programmes portant sur la petite enfance** qui combinent des interventions en santé, vaccination, nutrition et stimulation peuvent aider à réduire les inégalités dans le développement cognitif des enfants et ce d'autant plus qu'ils sont mis en place tôt.

C- Réduire l'inégalité des chances en agissant sur le marché du travail

1. Améliorer l'accès à l'information sur les opportunités d'emploi. Les canaux formels de recherche d'emploi sont très peu utilisés en Afrique. Dans les capitales de l'UEMO, seuls 10% des actifs ont trouvé leur emploi à travers les canaux formels de recherche d'emploi. Le taux d'inscriptions des demandeurs d'emploi auprès d'une agence d'emploi est très faible notamment du fait d'une mauvaise connaissance de ces agences : 65% des chômeurs non-enregistrés le sont car ils ne connaissent pas l'existence d'une telle agence. Ainsi, rendre les agences d'emploi plus efficaces et mieux connues permettrait un accès plus équitable au marché du travail.

2. Permettre aux plus défavorisés d'accéder au marché du crédit. Si la transmission directe intergénérationnelle de la position sur le marché du travail se fait à travers la transmission d'un capital physique, alors rendre plus égalitaire l'accès au capital physique en améliorant l'accès au marché du crédit devrait contribuer à l'égalisation, des chances sur le marché du travail.

3. Aider les plus défavorisés à se créer un réseau social utile dans la recherche d'emploi. Dans les capitales de l'UEMOA, plus de 60% des actifs ont fait appel à leur réseau social pour trouver leur emploi. Même si les caractéristiques et les modes de formation de réseaux sociaux sont encore très méconnus en Afrique, il semblerait qu'une politique visant à développer le réseau social des plus défavorisés permettrait de réduire l'inégalité des chances sur le marché du travail. Pour ce faire, une piste est de développer les partenariats entre les entreprises privées et publiques et les organismes de formation accueillant les plus défavorisés.

3. Inégalité des chances dans l'accès aux catégories socio-professionnelles

Pour caractériser l'inégalité des chances sur le marché du travail dans les capitales ouest africaines, il est important de ne pas seulement considérer l'accès aux secteurs institutionnels mais aussi la catégorie socio-professionnelle (CSP). Les enquêtes 1-2-3 définissent neuf CSP, en distinguant, à l'instar du schéma de classes de Goldthorpe (1980) les professions selon les relations au travail, en particulier en distinguant ceux qui achètent le travail des autres, ceux qui n'achètent pas le travail des autres mais qui ne vendent pas le leur et ceux qui vendent leur travail. Etant donné le faible effectif de quatre de ces CSP, la classification retenue comporte cinq modalités, les trois premières définissant le salariat :

- Cadre, ingénieur, agent de maîtrise et assimilé
- Employé, ouvrier
- Manœuvre

- Patron, employeur
- Travailleur indépendant, aide familial, apprenti

Bien que le secteur institutionnel et la CSP soient fortement corrélés -pour tous les pays, le coefficient de corrélation dépasse 0,65-, cette corrélation est loin d'être parfaite, comme le montre le tableau 2 qui croise le secteur institutionnel aux CSP agrégées pour distinguer les catégories salariées des catégories non-salariées. Si le secteur public ne comprend que des salariés, entre 10 et 35% du secteur privé formel comportent des emplois non-salariés et entre 5 et 15% du secteur informel comprend des emplois salariés. Ainsi, près d'un quart des emplois salariés se trouvent dans le secteur informel, contre la moitié dans le secteur public. Les résultats obtenus pour les secteurs institutionnels ne sont donc pas forcément les mêmes que ceux pour les CSP.

Tableau 2 : Lien entre le secteur institutionnel et les catégories professionnelles salariées

Part des salariés dans chaque secteur							
	Dakar	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Lomé	Niamey
Public et para-public	100	100	100	100	100	94	100
Privé	90	80	82	92	65	84	83
Informel	13	6	11	16	8	10	15
Total	40	30	36	44	31	30	40
Part de chaque secteur dans le salariat							
	Dakar	Cotonou	Ouagadougou	Abidjan	Bamako	Lomé	Niamey
Public et para-public	34	51	56	29	57	46	52
Privé	43	33	23	47	25	30	23
Informel	22	15	21	24	18	24	25
Total	100	100	100	100	100	100	100

Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

3.1. Evolution des catégories socio-professionnelles

En termes d'évolution, Cotonou, Lomé et Dakar ne connaissent pas de changement significatif dans la répartition des catégories socio-professionnelles entre les actifs occupés au moment de l'enquête et leurs pères (tableau 3). Ce n'est pas le cas de **Ouagadougou, Niamey, Bamako et Abidjan où l'on observe une forte diminution des indépendants**, qui étaient par rapport aux autres villes surreprésentés parmi les pères. La part des indépendants parmi les enquêtés est par conséquent très similaire entre les villes. **A Ouagadougou, Niamey et Abidjan, cette diminution des indépendants a été compensée par une augmentation des catégories salariées en particulier des cadres.** Pour les patrons, employeurs ainsi que les manœuvres, les effectifs sont trop réduits pour déceler des différences significatives entre les pays et entre les pères et leurs enfants¹⁷.

¹⁷ Si nous ne considérons que les natifs de la ville, les résultats restent inchangés pour Ouagadougou et Niamey qui connaissent une augmentation des cadres et une diminution des indépendants significatives. Ce résultat reste vrai lorsque que nous excluons les cadres du secteur public. En revanche, Dakar, Cotonou, Abidjan, Bamako et Lomé connaissent une diminution des catégories socio-professionnelles salariées, à savoir les cadres, les employés et ouvriers, les manœuvres et une augmentation significative des emplois non salariés, à savoir les patrons, employeurs et les indépendants, aides familiales et apprentis.

Tableau 3 : Répartition des actifs occupés et de leurs pères selon la CSP

Part dans la population des travailleurs des...	(%)	Parmi les pères	Parmi les enquêtés de 35 ans et plus	Différence	Significativité de la différence
Salariés	Cotonou	34	29	-5	NS
	Dakar	39	39	0	NS
	Lomé	30	30	-1	NS
	Abidjan	23	45	22	***
	Bamako	26	30	4	NS
	Niamey	21	39	18	***
	Ouagadougou	21	36	15	***
Cadres	Cotonou	15	14	-1	NS
	Dakar	13	12	-2	NS
	Lomé	12	8	-4	NS
	Abidjan	10	17	7	**
	Bamako	16	17	2	NS
	Niamey	9	19	10	***
	Ouagadougou	7	15	8	**
Employés/ Ouvriers	Cotonou	17	12	-6	NS
	Dakar	23	20	-2	NS
	Lomé	16	17	1	NS
	Abidjan	11	21	10	***
	Bamako	8	10	1	NS
	Niamey	9	12	3	NS
	Ouagadougou	10	13	3	NS
Indépendants	Cotonou	63	62	-1	NS
	Dakar	58	58	-1	NS
	Lomé	67	63	-4	NS
	Abidjan	71	42	-30	***
	Bamako	72	61	-11	***
	Niamey	78	58	-20	***
	Ouagadougou	78	59	-18	***

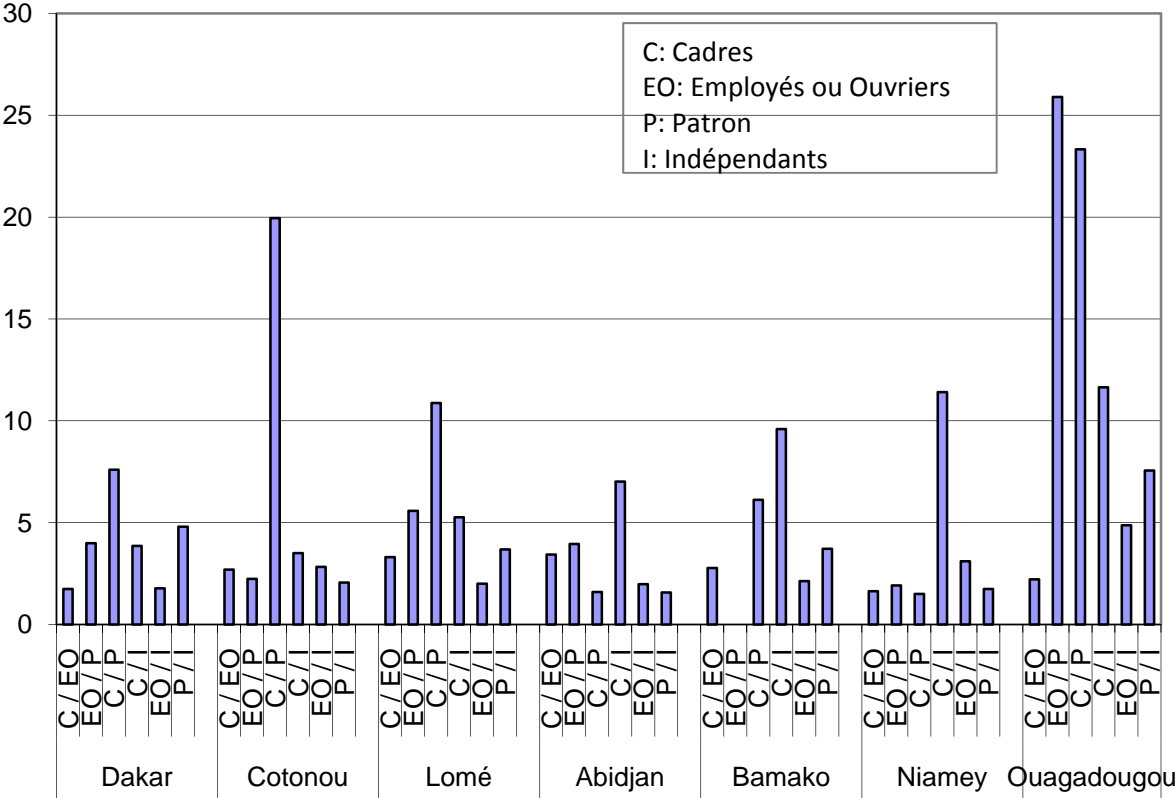
Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Note : ***, ** signifie une différence significative au seuil de respectivement 1%, 5% ; NS : différence non-significative au seuil de 5%.

3.2. Des inégalités des chances dans l'atteinte de catégories socio-professionnelles proches de celles dans l'accès aux secteurs institutionnels

Tout comme pour le secteur institutionnel, nous cherchons à mesurer le lien entre la catégorie socio-professionnelle de l'enquêté et celle de son père, quelles que soient les distributions des actifs parmi les enquêtés et leur père. Pour ce faire, nous avons à nouveau recours aux rapports des chances relatives qui, rappelons-le, traduisent la concurrence entre deux individus dont les pères appartenaient à des CSP distinctes dans l'atteinte d'une CSP plutôt qu'une autre. Le graphique 5 présente pour les sept villes les rapports des chances relatives pour l'ensemble des CSP et le graphique 6 permet de comparer les villes selon les rapports des chances relatives des CSP les plus représentées.

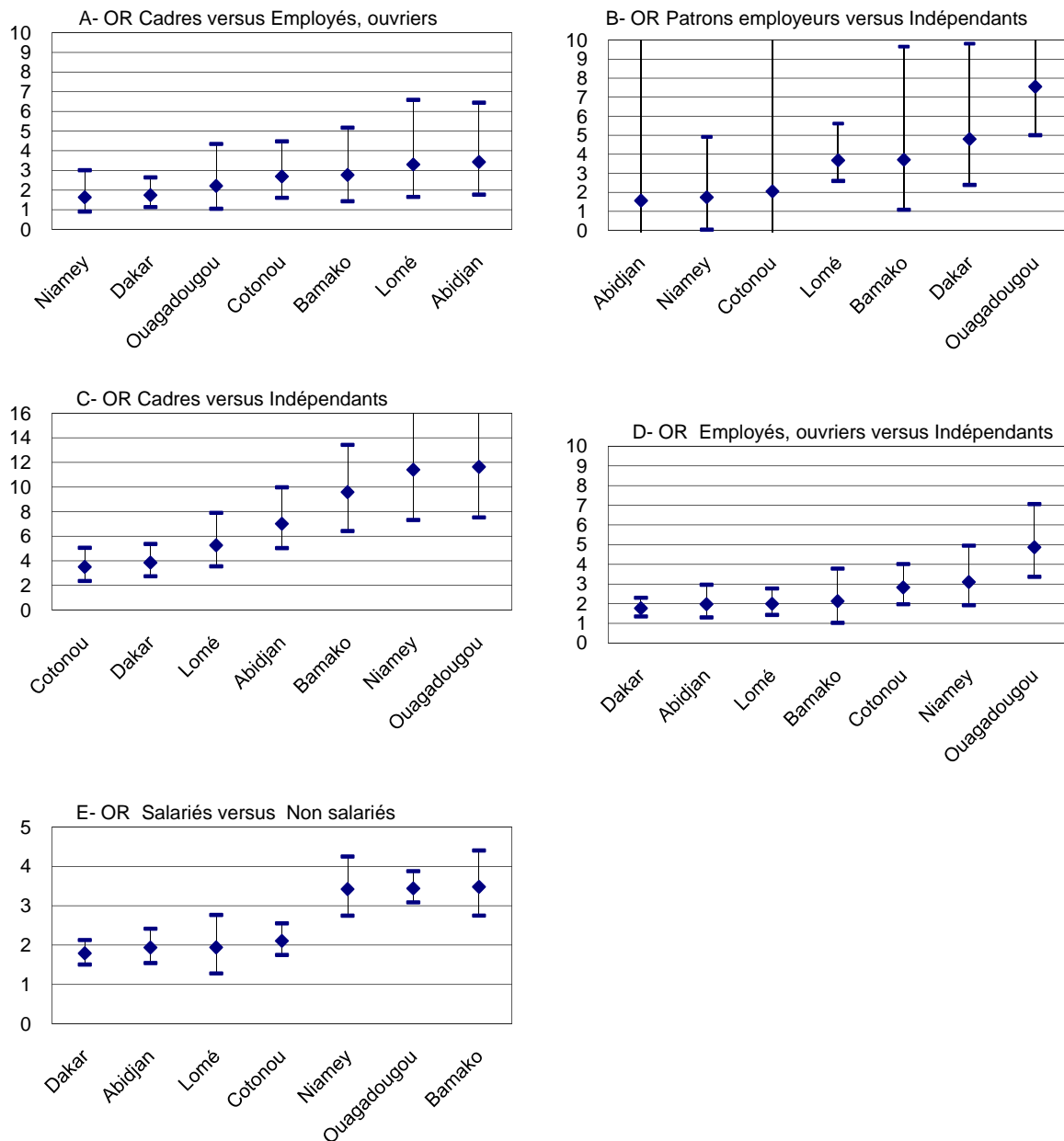
Graphique 5 : Rapports des chances relatives entre l'ensemble des CSP



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Le graphique 5 nous montre que **pour toutes les villes, les distances sociales sont les plus élevées lorsqu'elles unissent une CSP salariée à une CSP non salariée** : à Dakar, Cotonou, Lomé et Ouagadougou, le rapport des chances relatives le plus élevé est celui entre les cadres et les patrons ou employeurs ; à Abidjan, Bamako et Niamey, c'est celui entre les cadres et les indépendants.

Graphique 6 : Comparaison des villes selon les rapports des chances relatives entre les CSP



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l’auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Note : Pour chaque ville, la valeur centrale, représentée par un losange, correspond au rapport des chances relatives. Les bornes inférieure et supérieure, représentées par un segment, correspondent aux bornes d’un intervalle de confiance à 90%.

Un premier résultat du graphique 6 est **qu’il n’y a pas de différence significative entre les villes quant à la distance sociale entre les catégories salariées** que ce soit entre les cadres et les employés (graphique 6A), entre les cadres et les manœuvres ou encore entre les manœuvres et les employés ou ouvriers : pour toutes ces CSP, les intervalles de confiance des rapports des chances relatives se chevauchent¹⁸. De la même façon, **les villes ne se distinguent pas en termes de distance sociale entre les catégories non-salariées**, à savoir entre les indépendants et les patrons ou employeurs (graphique 6B). Il faut toutefois noter

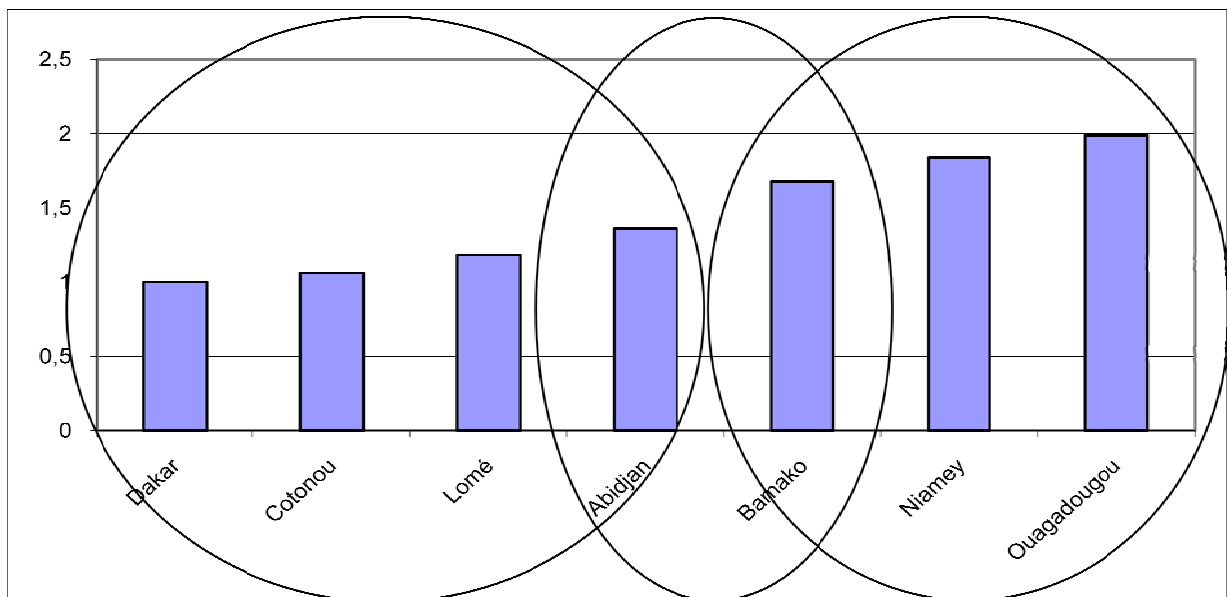
¹⁸ Du fait d’un nombre réduit de manœuvres, les intervalles de confiance pour les OR comprenant cette CSP sont très larges.

que les intervalles de confiance sont très larges de par le faible effectif de patrons et employeurs.

En revanche, **les villes n'offrent pas les mêmes distances sociales entre les CSP salariées et les CSP non-salariées, en particulier entre les cadres et les indépendants** (graphiques 6C et 6E). **Les quatre villes côtières Dakar, Abidjan, Lomé et Cotonou présentent une fluidité sociale significativement plus élevée qu'à Bamako, Niamey et Ouagadougou entre les CSP salariées et les non-salariés.** En ce qui concerne la distance sociale entre les cadres et les indépendants, un enfant de cadres à Cotonou ou à Dakar, a quatre fois plus de chances qu'un enfant d'indépendant d'être lui-même cadre plutôt qu'indépendant. A Bamako, Niamey et Ouagadougou, ce rapport est multiplié par trois.

La modélisation log-linéaire Unidiff permet de proposer un classement des villes selon une mesure synthétique des inégalités sociales dans l'accès aux cinq différentes CSP définies ici (cf. annexe 3). Le graphique 7 présente pour les sept villes la valeur du paramètre d'intensité, toujours en normalisant cette valeur à 1 pour Dakar.

Graphique 7 : Paramètres d'intensité du lien entre la CSP des individus et celle de leur père



Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Les pays se classent dans les mêmes groupes lorsqu'il s'agit de l'inégalité des chances dans l'accès à un secteur institutionnel que lorsqu'il s'agit de l'inégalité des chances dans l'accès à une CSP. Là encore, Bamako, Niamey et Ouagadougou se distinguent des autres villes par leur niveau élevé d'inégalité des chances.

3.3. Le rôle de l'éducation dans l'inégalité des chances d'accéder aux CSP salariées

Tout comme pour le secteur institutionnel, il est nécessaire de s'interroger sur le lien de causalité entre la CSP du père et celle de son enfant. Nous cherchons donc à nouveau à savoir si la CSP du père a un effet direct sur l'atteinte d'une CSP ou si son effet est indirect en conditionnant le niveau d'éducation atteint. L'analyse précédente ayant montré que les

viles s’opposent principalement quant à leurs distances sociales entre CSP salariées et CSP non salariées, nous avons choisi de ne distinguer dans un premier temps que deux catégories socio-professionnelles, celle des salariés (cadres, employés, ouvriers, manœuvres) et celle des non salariés (patrons, employeurs, indépendants, aide familial, apprenti). Pour chaque ville, nous estimons donc deux modèles logit expliquant la probabilité d’appartenir à une CSP salariée, le second modèle incluant dans les variables explicatives le niveau d’éducation des individus. Les résultats de ces estimations, présentés sous la forme des odd ratios, se trouvent dans le tableau 3.

Tableau 3 : Estimation logit des effets de l’origine sociale sur l’accès aux CSP salariées

Catégorie professionnelle		Salarié	
		Modèle 1	Modèle 2
Père salarié (ref. Indépendant ou patron)	Cotonou	2,1	1,6
	Dakar	2,0	1,4
	Lomé	2,2	1,6
	Abidjan	1,6	1,3
	Bamako	3,7	2,5
	Niamey	3,4	2,1
	Ouagadougou	3,8	2,0
Est né dans l'agglomération de ...	Cotonou	0,5	0,6
	Dakar	0,8	0,7
	Lomé	0,7	0,7
	Abidjan	0,9	0,9
	Bamako	1,1	0,9
	Niamey	0,9	0,7
	Ouagadougou	0,7	0,7
Appartient à l'ethnie majoritaire	Cotonou	1,2	1,1
	Dakar	0,7	0,6
	Lomé	0,8	0,9
	Abidjan	3,0	1,9
	Bamako	0,8	1,0
	Niamey	1,2	1,3
	Ouagadougou	0,4	0,7
Sexe (ref. Femme)	Cotonou	5,3	3,3
	Dakar	3,7	3,7
	Lomé	6,3	4,2
	Abidjan	7,0	5,4
	Bamako	3,8	3,5
	Niamey	3,9	3,8
	Ouagadougou	4,1	4,2
Père a été à l'école	Cotonou	1,5	0,9
	Dakar	1,7	1,4
	Lomé	1,0	0,7
	Abidjan	2,0	1,4
	Bamako	1,4	0,9
	Niamey	1,7	0,8
	Ouagadougou	1,4	0,8
Education primaire complète ou	Cotonou		2,9
	Dakar		2,8
	Lomé		2,4

2ndaire 1 incomplète (ref. < primaire complet)	Abidjan	2,2
	Bamako	2,3
	Niamey	4,6
	Ouagadougou	4,2
Education 2ndaire 1 complète et plus (ref. < primaire complet)	Cotonou	10,2
	Dakar	6,6
	Lomé	5,7
	Abidjan	6,2
	Bamako	12,9
	Niamey	18,0
	Ouagadougou	24,1

Source : Enquêtes 1-2-3 phase 1, calculs de l'auteure. Champs : les individus de 35 ans et plus

Lecture : À Cotonou, avoir un père salarié multiplie par 2,1 le odd d'avoir un emploi salarié. Autrement dit, la probabilité d'avoir un emploi salarié divisée par la probabilité d'avoir un emploi comme indépendant ou patron augmente de 110% lorsque le père a un emploi salarié, plutôt que non salarié, toutes choses égales par ailleurs.

Note : les odd ratios en gras correspondent à des coefficients significatifs au seuil de 10%.

La comparaison des modèles 1 et 2 montre que **pour toutes les villes, à l'exception d'Abidjan, l'effet de la CSP du père a un effet direct sur l'atteinte d'une CSP salariée plutôt qu'une CSP non salariée.** De plus, il apparaît que les villes caractérisées par le niveau le plus élevé d'inégalité des chances dans l'atteinte d'une CSP (Ouagadougou, Bamako et Niamey) sont également celles dans lesquelles l'effet direct de la CSP du père est le plus important. Ainsi, ces villes cumulent aux effets indirects les plus élevés (les inégalités des chances scolaires y sont les plus importantes et la CSP est plus fortement conditionnée par l'éducation qu'ailleurs) les effets directs les plus conséquents.

Les autres dimensions de l'origine sociale ont des effets similaires à ceux observés dans l'atteinte d'un secteur institutionnel. L'ethnie a le même effet à Abidjan et à Niamey que celui constaté dans l'accès au secteur public : à Abidjan, l'appartenance aux groupes ethniques des Akan, des Krou et des Mandés du Sud augmente significativement les chances d'être salarié par rapport à ceux qui appartiennent aux groupes ethniques des Mandés du Nord ou des Voltaïques ; à Niamey, les Djerma ont plus de chances, toutes choses égales par ailleurs, d'être salariés que les individus des autres ethnies. A Dakar et à Ouagadougou, l'ethnie a le même effet que dans l'accès au secteur privé formel dans la mesure où l'appartenance à l'ethnie wolof pour Dakar et Mossi pour Ouagadougou diminue la probabilité d'être salarié. Le fait d'être né dans la ville représente à Lomé et Cotonou, tout comme pour l'accès au secteur public, un handicap dans l'atteinte de CSP salariées. Dakar, Niamey et Ouagadougou sont également concernées par ce phénomène.

Dans un second temps, nous estimons l'accès aux quatre principales CSP, c'est-à-dire les CSP les plus représentées, à savoir les cadres, les employés ou ouvriers, les patrons ou employeurs et enfin les indépendants, en distinguant cette fois pour les pères les indépendants agricoles des indépendants non-agricoles. Les résultats de l'estimation des modèles logit correspondant sont présentés dans l'annexe 4. Ils montrent que l'effet direct de la CSP du père concerne principalement l'accès aux CSP d'employés ou ouvriers, de patrons ou employeurs et enfin d'indépendants. En revanche, pour l'accès aux CSP de cadres, l'effet de la CSP du père est principalement indirect, à travers son rôle sur le niveau

d'éducation atteint. L'opposition entre Ouagadougou, Bamako et Niamey d'une part et Dakar, Abidjan, Lomé et Cotonou d'autre part se vérifie dans l'atteinte des CSP d'employés ou ouvriers et d'indépendants. Dans les trois premières villes, l'effet direct de la CSP du père contribue dans une plus grande mesure à la reproduction sociale que dans les quatre villes côtières. En revanche, cette opposition n'est plus vérifiée lorsqu'il s'agit de l'atteinte de la CSP de patrons ou d'employeurs : l'effet direct de la CSP du père est plus élevé à Dakar et à Abidjan qu'à Bamako ou Niamey. Rappelons toutefois que cette CSP est assez peu représentée – elle représente en moyenne sur les 7 villes 6,9% des actifs, contre 15,4% pour les cadres ou les employés et ouvriers et 56,1% pour les indépendants- avec pour conséquence des résultats moins robustes pour cette CSP.

4. Conclusion

A partir de données parfaitement comparables, cette étude montre que dans les sept capitales ouest africaines considérées, l'origine sociale a un rôle déterminant dans le positionnement sur le marché du travail. Cependant, les villes n'offrent pas le même degré d'inégalité des chances : les trois villes de pays enclavés et présentant les plus faibles niveaux de développement humain et de richesse sont caractérisées par un niveau plus élevé d'inégalité des chances que les villes côtières. Ce classement des villes en deux groupes est robuste au choix de la variable de résultat considérée, à savoir la catégorie socio-professionnelle, le secteur institutionnel ou encore le niveau d'éducation, avec toutefois une frontière un peu floue entre Abidjan et Bamako. En moyenne, Bamako, Niamey, Ouagadougou ont un degré d'inégalité presque deux tiers plus élevé que celui observé à Dakar, Abidjan, Lomé et Cotonou lorsqu'il s'agit de l'accès aux secteurs institutionnels ou de la catégorie socio-professionnelle et de moitié plus élevé en termes d'accès à l'éducation.

A l'exception de Bamako, Niamey et Ouagadougou, les canaux de transmission intergénérationnelle des inégalités sont principalement indirects lorsqu'il s'agit de l'accès aux secteurs institutionnels public et privé: l'atteinte d'un de ces secteurs institutionnels dépend essentiellement du niveau d'éducation, sachant que la situation professionnelle des parents détermine ce niveau d'éducation. Ceci explique que la fluidité sociale soit la plus faible entre le secteur public et le secteur informel puisque le secteur public est le secteur qui valorise le plus l'éducation et attire les plus éduqués, le secteur informel se situant à l'autre extrême (Kuepie, Nordman et Roubaud 2008, Dimova, Nordman et Roubaud 2008).

En revanche, en plus de ce canal indirect via l'éducation, l'accès au secteur informel ou à une catégorie socio-professionnelle salariée et pour Bamako, Niamey et Ouagadougou l'accès au secteur public dépend directement de la situation professionnelle des parents. Les chances d'exercer un emploi dans le secteur informel sont beaucoup plus élevées toutes choses égales par ailleurs si le père exerçait lui-même dans le secteur informel. De même, accéder à une catégorie socio-professionnelle salariée (cadre, employé, ouvrier, manœuvre) plutôt que non-salariée (patron, employeur, indépendant, aide familial, apprenti) est favorisé par le fait d'avoir un père ayant appartenu à une catégorie salariée. Enfin, à Bamako, Niamey et Ouagadougou, la probabilité de travailler dans le secteur public augmente significativement lorsque le père exerçait dans le secteur public, toutes choses

égales par ailleurs. Cette transmission intergénérationnelle directe pourrait s'expliquer par l'existence d'un capital informationnel ou social transmissible que les parents ont pu accumuler grâce à leur position sur le marché du travail.

Cette étude montre également que la situation professionnelle n'est pas la seule dimension de l'origine sociale à influencer sur la position sur le marché du travail. A Niamey, Ouagadougou, Dakar et Abidjan, l'ethnie a un effet sur la position sur le marché du travail, même une fois pris en compte le fait d'être migrant ou non. L'appartenance à l'ethnie Djerma à Niamey et aux groupes ethniques des Akan, des Krou et des Mandés du Sud à Abidjan augmente significativement les chances d'atteindre le secteur public ou d'être salarié et diminue celles de travailler dans le secteur informel. A Dakar et Ouagadougou, l'appartenance aux ethnies les plus représentées dans la ville, respectivement les Wolofs et les Mossi, diminue la probabilité d'intégrer le secteur privé formel ou d'être salarié et augmente celle de participer au secteur informel. A Cotonou, Lomé et Bamako, c'est le fait d'être migrant qui affecte la position sur le marché du travail. Il constitue un avantage à Cotonou et Lomé dans l'atteinte du secteur public et d'un emploi salarié et un désavantage à Bamako dans l'accès au secteur privé formel. A Niamey et Ouagadougou, être migrant constitue également un avantage dans l'atteinte d'un emploi salarié.

Références

- Amegashie F., Brilleau A., Coulibaly S., Koriko O., Ouedraogo E., Roubaud F., Torelli C., 2005, "La conception et la mise en œuvre des enquêtes 1-2-3 en UEMOA : les enseignements méthodologiques", *STATECO* n°99, pp.21-41.
- Banégas R., 2009, "Côte d'ivoire : le legs colonial", *Encyclopédia universalis*.
- Banerjee A.V., Newman A.F., 1993, "Occupational Choice and the Process of Development", *Journal of Political Economy*, vol.101, n°2, pp.274-98.
- Banque mondiale, 2005, *World Development Report 2006: Equity and Development*, Washington DC, World Bank Publications.
- Benavides M., 2002, *Class Mobility and Equality of Opportunities in the Context of Erratic Modernization: The Peruvian case*, PhD. Dissertation, Pennsylvania State University.
- Björklund A., Jäntti M., 2000, "Intergenerational mobility of socio-economic status in comparative perspective", *Nordic Journal of Political Economy*, vol.1, p.2-32.
- Blau P., Duncan O.D., 1967, *The American Occupational Structure*. New York: Wiley and Sons.
- Bossuroy T., Cogneau D., 2008, "Social Mobility and Colonial Legacy in Five African Countries", DIAL, Document de Travail DT/2008/10.
- Brilleau, A., Roubaud, F., Torelli, C., 2005, "L'emploi, le chômage et les conditions d'activité, enquête 1-2-3 Phase 1". *STATECO* n°99, pp.43-64.
- Cogneau D., Mesplé-Somps S., 2008, "Inequality of Opportunity for Income in Five Countries of Africa", in Bishop J. and B. Zheng (eds), *Inequality and Opportunity: Papers from the Second Ecineq Society Meeting*, Research on Economic Inequality, vol. 16, Emerald.
- Cogneau D., Pasquier-Doumer L., Bossuroy T., De Vreyer P., Guénard C., Hiller V., Leite P., Mesplé-Somps S., Torelli C. (2007) "Inequalities and equity in Africa", AFD, *Notes et Documents* n°31, 80p.
- Dimova R., Nordman, C., Roubaud F., 2008, "Allocation of Labour in Urban West Africa: Implication for Development Policies", *IZA Discussion Paper Series*, n°3558.
- Erikson R., Goldthorpe J.H., 1992, *The Constant Flux. A Study of Class Mobility in Industrial Societies*, Oxford: Clarendon Press.
- Featherman D. L., Jones F. L., Hauser R. M., 1975, "Assumptions of Social Mobility Research in the US: The Case of Occupational Status", *Social Science Research*, n°4, pp. 329-60.
- Galor O., Tsiddon D., 1997, "Technological Progress, Mobility, and Economic Growth", *The American Economic Review*, vol.87, n°3, pp.363-82.

Ganzeboom, B.G., Luijkx R., Treiman D.J., 1989, "Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective", *Research in Social Stratification and Mobility*, Volume 8, Greenwich, Conn: JAI Press.

Gazibo M., 2009, "Géographie du Niger", *Encyclopedia universalis*.

Goldthorpe J.H., 1980, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Editions Clarendon Press.

Grusky D., Hauser R., 1984, "Comparative social mobility revisited: models of convergence and divergence in 16 countries", *American Sociological Review*, vol. 49, p.19-38.

Hassler J., Mora J.R., 2000, "Intelligence, Social Mobility, and Growth", *The American Economic Review*, vol.90(4), pp.888-908.

Haveman R., Wolfe B., 1995, "The Determinants of Children's Attainments: a Review of Methods and Finding", *Journal of Economic Literature*, vol. 33, pp. 1829-1878.

Kuepie M., Nordman C., Roubaud F., 2009, "Education and earnings in urban West Africa", *Journal of Comparative Economics*, vol.37(3), pp.491-515.

Lin N., Vaugh J.C, Ensel W.M., 1981, "Social Resources and Occupational Status Attainment", *Social Forces*, vol. 59(4), pp. 1163-1181.

Parkin F., 1971, *Class Inequality and Political Order*, London: McGibbon and Kee.

Parsons T., 1960, *Structure and Process in Modern Societies*, Glencoe, Ill.: The Free Press.

Pasquier-Doumer L., 2005, "Perception de l'inégalité des chances et mobilités objective et subjective : une analyse à partir d'entretiens qualitatifs auprès de Liméniens", *Document de travail DIAL DT/2005/17*.

Rawls J., 1971, *A Theory of Justice*, Cambridge Mass, Harvard University Press, traduction française: 1987, *Théorie de la justice*, Paris, Le Seuil.

Sjögren A., 2000, "Redistribution, Occupational Choice and Intergenerational Mobility: Does Wage Equality Nail the Cobbler to His Last?", The Research Institute of Industrial Economics, Working Paper n°538.

Treiman, D.J., 1970, "Industrialization and Social Stratification" in E.O. Laumann, ed., *Social Stratification: Research and Theory for the 1970s*, Indianapolis: Bobbs Merrill.

UNESCO BREDIA, 2005, *Education Pour Tous en Afrique: des repères pour l'action*, UNESCO, Dakar.

Xie Y., 1992, "The log-multiplicative layer effect model for comparing mobility tables", *American Sociological Review*, vol.57, pp.380-395.

Annexe 1: Présentation synthétique des 7 pays d'Afrique de l'ouest considérés

Tableau A : Evolution politique simplifiée dans les 7 pays

	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1985-1989	1990-1994	1995-1999	2000-2004
Sénégal	1960-2000 (P.S) 2000- (PSD)								
Bénin	1960-1972		1972-1990				1991-		
Burkina Faso	1960-1966	1966-1977	1977-1980	1983-1987		1987-			
Côte d'Ivoire	1960-1993							1993-1999	1999-
Mali	1960-1968		1968-1991				1992-		
Togo	1960-1967		1967-2005						
Niger	1960-1974			1974-1991		1991-1996	1996-1999	1999-	
	Démocratie Dictature favorable aux pays occidentaux Dictature marxiste-léniniste Instabilité politique								

Tableau B : Indicateurs de développement et d'inégalité

	PIB par tête \$ constant 2000) ^(b)	Indice de Gini sur les revenus dans la capitale ^(d)	Population rurale (% de la population totale) ^(b)	Indicateur de développement humain (Rang) ^(a)	Malnutrition poids par âge (% parmi les moins de 5 ans) ^(b)	Indice de fécondité (# naissances par femme) ^(b)	Taux de mortalité (pour 1000 hab.) ^(b)
Bénin	313	0,53	58	0,420 (158)	23	6	13
Burkina Faso	230	0,56	83	0,325 (169)	34	7	18
Côte d'Ivoire	623	0,58	56	0,428 (156)	21	5	17
Mali	208	0,58	70	0,386 (164)	33	7	18
Niger	153	0,58	79	0,277 (172)	40	8	22
Sénégal	424	0,54	53	0,431 (154)	23	5	12
Togo	248	0,57	67	0,493 (141)	25	6	12

	Taux d'alphabétisme (% parmi les 15 ans et plus) ^(c)	Taux d'achèvement du primaire ^(e)	Taux brut de scolarisation ^(e)
Bénin	35	53	99
Burkina Faso	22	27	50
Côte d'Ivoire	49	48	78
Mali	19	27	61
Niger	29	27	64
Sénégal	39	51	85
Togo	53	78	100

Sources : (a) PNUD 2002 ; (b) WDI 2000 ; (c) WDI 2004 ; (d) Enquêtes 1-2-3, Amegashie et alii (2005), (e) UNESCO/BREDA 2005, données de 2003/2004.

Annexe 2 : Les non-réponses sur la situation du père

Le tableau C présente la répartition des actifs occupés de 35 ans et plus selon le statut d'activité du père et permet d'évaluer les taux de non-réponses sur l'activité du père.

Tableau C : Répartition des actifs occupés de 35 ans et plus selon le statut d'activité du père

Les actifs occupés de 35 ans et plus	Nombre d'individus dont le père travaillait	Répartition des individus selon le statut d'activité du père (%)					Total
		Père travaillait	Père ne travaillait pas	Père absent	Ne sait pas		
Dakar	1814	69	15	9	7	100	
Cotonou	1554	74	12	13	1	100	
Ouagadougou	1563	75	16	8	1	100	
Abidjan	1467	83	7	8	2	100	
Bamako	1473	75	9	12	4	100	
Lomé	1352	80	6	12	2	100	
Niamey	1440	73	14	11	2	100	
Moyenne	1523	75	11	10	3	100	

En moyenne, on connaît le statut d'activité de 86% des pères. Dans 10% des cas, le père était absent lorsque l'individu avait 15 ans et n'était donc pas la personne de référence. Nous ne connaissons malheureusement pas le statut de la personne qui aurait pu remplir ce rôle. Les analyses de cette étude ne prennent en compte que les individus dont le père travaillait lorsqu'ils avaient 15 ans, soit en moyenne 75% des individus. On n'exclut donc de l'échantillon un quart des actifs occupés de 35 ans et plus. Cette exclusion est potentiellement source de biais. Cependant, puisque l'analyse repose sur une comparaison des sept villes, nous pouvons supposer que les biais vont dans le même sens d'une ville à l'autre, d'autant plus que les répartitions des types de non-réponses sont très proches dans les sept villes. Ainsi, les résultats basés sur la comparaison des villes ne devraient pas être sensibles à l'exclusion d'une partie de l'échantillon.

Le tableau D montre les taux de non-réponses parmi les 35 ans et plus sur l'éducation du père. Dakar présente un taux de non-réponses anormalement élevé. Une analyse plus fine suggère que ces non-réponses correspondent aux pères qui n'ont jamais été à l'école. En effet, la part des pères non-scolarisés à Dakar est particulièrement faible : 44% contre 69% en moyenne dans les autres villes. C'est pourquoi nous avons choisi de recoder toutes les non-réponses à Dakar en supposant qu'elles correspondaient à des pères non-scolarisés. Cette hypothèse est cependant forte. Par conséquent, les résultats concernant Dakar et intégrant le niveau d'éducation du père doivent être pris avec circonspection.

Tableau D : Taux de non-réponses parmi les 35 ans et plus sur l'éducation du père

Les 35 ans et plus	Taux de non-réponses sur l'éducation du père (%)	
	Sans recodage	Avec recodage
Dakar	42	0
Cotonou	0	0
Ouagadougou	5	5
Abidjan	2	2
Bamako	14	14
Lomé	6	6
Niamey	6	6
Moyenne	11	5

Annexe 3 : Présentation de la modélisation de différence uniforme (UniDiff)

La modélisation log-linéaire permet d'analyser comment l'association entre deux variables qualitatives diffère selon les modalités d'une troisième variable, les villes dans cette étude. Le principe de l'estimation par les modèles log-linéaires est de reconstituer une table de contingence formée par ces trois variables en faisant des hypothèses sur les interactions entre les variables. Le modèle estime la fréquence observée de chacune des cellules de la table de contingence par la méthode du maximum de vraisemblance en prenant en compte plus ou moins d'interactions entre les variables.

Pour illustrer la méthodologie des modèles log-linéaires, l'approche est détaillée pour une table de contingence à deux dimensions. Tester les interactions entre les variables pour une table à deux dimensions revient à tester l'indépendance entre les deux variables qui forment cette table. Supposons qu'en ligne soit représenté le secteur institutionnel du père O, à i modalités, et en colonne, le secteur institutionnel de son enfant D à j modalités. Si les deux variables sont indépendantes, alors, par définition :

$$n_{ij} = \frac{\sum_j n_{ij} \sum_i n_{ij}}{n} = \frac{n_{i.} n_{.j}}{n}$$

où n_{ij} est la fréquence de la cellule formée par la ligne i et la colonne j , n l'effectif total de la table. L'expression, sous forme logarithmique équivaut à :

$$\ln n_{ij} = -\ln n + \ln n_{i.} + \ln n_{.j}$$

Nous cherchons maintenant à tester, grâce aux modèles log-linéaires, quelles sont les interactions entre les deux variables. Le modèle log-linéaire de référence est celui qui n'inclut aucune interaction entre les variables. Il s'écrit :

$$\ln(F_{ij}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D$$

où F_{ij} est la fréquence estimée de la cellule (i, j) . Elle est égale, sous l'hypothèse d'indépendance, à :

$$F_{ij} = \frac{n_{i.} n_{.j}}{n}$$

Le paramètre μ est une constante. Il est la moyenne des logarithmes de l'ensemble des fréquences estimées de la table : $\mu = \frac{1}{IJ} \sum_i \sum_j \ln(F_{ij})$

Le paramètre λ_i^O est l'écart à la moyenne μ dont est responsable la variable O :

$$\lambda_i^O = \frac{1}{J} \sum_j \ln(F_{ij}) - \mu$$

le paramètre λ_j^D l'écart à la moyenne μ dont est responsable la variable E :

$$\lambda_j^D = \frac{1}{I} \sum_i \ln(F_{ij}) - \mu$$

Si les deux variables sont indépendantes, alors le modèle de référence reproduit parfaitement la table observée. Nous obtenons :

$$F_{ij} = n_{ij} \quad \forall i, j ; \mu = \ln n ; \lambda_i^O = \ln n_{i.} - \ln n ; \lambda_j^D = \ln n_{.j} - \ln n$$

Si ce n'est pas le cas, un test par la statistique de vraisemblance conduit à rejeter l'hypothèse selon laquelle les fréquences estimées F_{ij} ne sont pas significativement différentes des fréquences observées n_{ij} . Il faut alors introduire un nouveau paramètre dans

le modèle, une interaction entre O et D , λ_{ij}^{OD} qui est le logarithme du rapport entre la vraie fréquence de la cellule et la fréquence qu'elle aurait si les deux variables étaient indépendantes : $\lambda_{ij}^{OD} = \ln(F_{ij}) - \mu - \lambda_i^O + \lambda_j^D$. Le modèle devient alors le modèle saturé :

$$\ln(F_{ij}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_{ij}^{OD} .$$

Dans le cadre de notre problématique, l'utilisation de la modélisation log-linéaire est la plus adaptée car elle permet de tester des hypothèses sur les rapports des chances relatives (*odds ratio*).

Pour une table à trois dimensions, nous cherchons à tester les différentes interactions entre les variables. Soit une table de contingence formée par trois variables O à I modalités, D à J modalités, et V à K modalités.

Le modèle de référence qui suppose l'indépendance entre toutes les variables est le suivant :

$$\ln(F_{ij}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_j^D + \lambda_k^V$$

Dans ce modèle, la fréquence estimée est : $F_{ij} = \frac{n_{i.} n_{.j} n_{..k}}{n^2}$ et les paramètres sont obtenus à

$$\text{partir des formules suivantes : } \mu = \frac{1}{IJK} \sum_i \sum_j \sum_k \ln(F_{ijk}), \lambda_i^O = \frac{1}{JK} \sum_j \sum_k \ln(F_{ijk}) - \mu, \dots$$

Le modèle UniDiff¹⁹, sans être le modèle saturé, introduit une triple interaction entre le secteur institutionnel de la personne, son origine sociale et la ville considérée. Il teste donc l'effet de se situer dans une ville plutôt que dans une autre, sur le lien entre le secteur institutionnel de la personne et celui de son père. Il est défini ainsi :

$$\ln(F_{i,j,k}) = \mu + \lambda_i^O + \lambda_k^V + \lambda_i^D + \lambda_{i,k}^{OV} + \lambda_{j,k}^{DV} + \lambda_{i,j}^{OD} + \beta_k \psi_{i,j}$$

¹⁹ Modèle log-multiplicatif « Uniform Difference », introduit dans la littérature par Erikson & Goldthorpe (1992), Xie (1992).

où $\psi_{i,j}$ est un paramètre qui traduit la forme de l'association statistique entre le secteur institutionnel de la personne et celui de son père, β_k est un paramètre qui exprime, pour la ville k considérée, la force relative de cette association. Si pour une ville le coefficient β est fixé à 1 ($\beta_1 = 1$), un paramètre inférieur à 1 pour une autre ville k signifie que le lien entre l'origine sociale et la position sur le marché du travail est plus lâche dans la ville k que dans la ville 1. A l'inverse, si $\beta_k > 1$, le lien est plus fort ou autrement dit, la fluidité est plus faible. Le modèle est dit uniforme car il suppose que tous les rapports des chances relatives (*odds ratios*) varient dans le même sens et avec la même intensité β_k entre la ville 1 et la ville k : si le lien se relâche, il se relâche avec la même force pour les trois secteurs institutionnels. Sous cette hypothèse, les rapports de chances relatives deviennent :

$$\ln\left(OR_{\substack{i-i' \\ j-j'}}^k\right) = \beta_k (\psi_{ij}^{OD} + \psi_{i'j'}^{OD} - \psi_{i'j}^{OD} - \psi_{ij'}^{OD})$$

A travers le paramètre β_k , les rapports de chances relatives dépendent de la ville k . D'une ville k à une ville $k+1$, tous les rapports de chances relatives évoluent dans le même sens et avec la même intensité, fonction des β_k , et ceci quels que soient les secteurs institutionnels d'origine et de destination, i, i', j, j' . Si les β_k décroissent d'une ville à l'autre, alors, on peut parler de plus d'égalité des chances dans la dernière ville.

On a testé ensuite si les différences de β_k entre les villes sont significatives. Pour ce faire, on estime le modèle UniDiff en imposant l'égalité des coefficients β_k pour deux des sept villes. On compare ensuite les statistiques des rapports de vraisemblance entre le modèle contraint et le modèle non contraint. La différence entre ces deux statistiques suit une loi de χ^2 à 1 degré de liberté. De ce fait, si la différence des rapports de vraisemblance est supérieure à la valeur du quantile à 95% d'un χ^2 à 1 degré de liberté, la différence est significative, i.e. le degré d'inégalités des chances est significativement différent entre les deux villes.

Annexe 4 : Estimation logit des effets de l'origine sociale sur l'accès à 4 différentes CSP

Catégorie professionnelle	Cadres		Employés Ouvriers		Patrons Employeurs		Indépendants		
	Modèles 1	Modèles 2	Modèles 3	Modèles 4	Modèles 5	Modèles 6	Modèles 7	Modèles 8	
Père Cadre (ref. Indépendant/ patron dans l'agriculture)	Cotonou	3,02	1,17	1,70	1,24	1,07	1,11	0,37	0,69
	Dakar	5,12	1,28	0,99	0,90	1,79	1,91	0,40	0,90
	Lomé	2,34	0,88	1,50	1,43	1,16	0,81	0,44	0,79
	Abidjan	3,96	1,62	0,59	0,66	1,10	1,23	0,60	1,18
	Bamako	7,01	1,73	2,32	2,13	1,55	1,68	0,12	0,31
	Niamey	5,09	1,08	1,74	2,29	2,28	2,69	0,17	0,37
	Ouaga	6,37	0,92	2,16	1,77	1,32	1,21	0,14	0,52
Père Employé Ouvrier Manœuvre (ref. Indépendant/ patron dans l'agriculture)	Cotonou	0,98	0,53	2,01	1,70	1,12	1,01	0,63	0,86
	Dakar	3,00	1,36	1,14	0,91	1,07	1,12	0,52	0,85
	Lomé	1,14	0,63	2,24	1,83	0,80	0,62	0,51	0,74
	Abidjan	1,19	0,92	1,16	1,15	1,02	1,05	0,82	0,92
	Bamako	1,99	0,92	2,69	2,40	0,83	0,88	0,43	0,59
	Niamey	3,15	1,38	2,31	2,09	1,04	1,14	0,36	0,60
	Ouaga	2,55	0,62	2,65	1,91	1,47	1,33	0,26	0,52
Père Indépendant Patron hors agriculture (ref. Indépendant/ patron dans l'agriculture)	Cotonou	1,11	0,64	0,94	0,81	1,73	1,61	0,82	1,11
	Dakar	2,26	1,15	0,77	0,66	2,57	2,49	0,87	1,36
	Lomé	0,79	0,57	1,18	1,18	1,10	0,83	0,95	1,18
	Abidjan	1,29	1,13	0,48	0,46	2,18	2,22	1,06	1,17
	Bamako	1,66	0,95	0,93	0,86	1,09	1,15	0,94	1,27
	Niamey	1,14	0,47	1,15	1,01	1,62	1,71	1,10	1,61
	Ouaga	1,86	1,06	0,54	0,44	3,09	2,95	0,74	1,06
Est né dans l'agglomération de ...	Cotonou	0,54	0,64	0,88	0,89	0,96	0,96	1,70	1,62
	Dakar	0,65	0,53	1,15	1,14	0,98	1,12	1,26	1,31
	Lomé	0,79	0,76	0,68	0,71	1,66	1,74	1,17	1,13
	Abidjan	0,79	0,83	1,19	1,16	1,18	1,18	0,87	0,86
	Bamako	0,97	0,82	1,19	1,11	1,22	1,18	0,86	0,97
	Niamey	0,91	0,69	0,88	0,87	0,66	0,66	1,22	1,35
	Ouaga	0,58	0,57	1,04	1,01	1,24	1,24	1,38	1,35
Appartient à l'ethnie majoritaire	Cotonou	1,22	1,15	1,03	0,96	1,07	1,14	0,84	0,87
	Dakar	1,04	1,21	0,66	0,66	0,97	0,99	1,52	1,58
	Lomé	0,49	0,53	1,00	1,01	1,03	1,04	1,19	1,14
	Abidjan	4,14	1,61	1,71	1,63	0,73	0,75	0,44	0,69
	Bamako	0,97	1,28	1,12	1,10	0,90	0,87	1,19	1,09
	Niamey	1,07	1,54	1,05	0,96	1,03	1,07	0,82	0,76
	Ouaga	0,39	0,84	0,73	0,87	1,01	1,07	2,31	1,45
Sexe (ref. Femme)	Cotonou	3,89	1,49	3,33	2,69	2,10	2,05	0,17	0,26
	Dakar	2,72	1,67	3,29	4,10	2,09	2,56	0,25	0,25
	Lomé	3,58	1,60	5,51	3,89	4,66	3,53	0,12	0,18
	Abidjan	3,89	1,95	4,23	4,28	1,00	1,03	0,16	0,20
	Bamako	2,25	1,33	2,81	2,88	5,90	5,94	0,17	0,18
	Niamey	1,93	0,92	3,01	3,46	2,85	2,88	0,23	0,23

	Ouaga	2,24	1,47	2,52	2,41	5,29	5,21	0,19	0,16
Père a été à l'école	Cotonou	1,64	0,86	1,45	1,32	0,95	0,91	0,72	1,08
	Dakar	1,44	1,11	1,75	1,71	1,07	0,93	0,60	0,70
	Lomé	2,17	1,70	0,81	0,60	1,36	1,26	0,89	1,27
	Abidjan	1,73	1,02	1,45	1,39	0,93	0,98	0,48	0,65
	Bamako	1,33	0,82	1,06	1,10	0,60	0,61	1,09	1,40
	Niamey	1,89	0,70	1,04	1,13	0,88	0,91	0,62	1,25
	Ouaga	1,50	1,20	0,91	0,78	1,25	1,18	0,80	1,20
Education primaire complète ou 2ndaire 1 incomplète (ref. < primaire complet)	Cotonou		9,93		3,12		1,61		0,34
	Dakar		12,40		2,51		0,80		0,36
	Lomé		6,33		3,55		1,99		0,38
	Abidjan		11,61		2,64		1,19		0,41
	Bamako		10,41		2,01		0,91		0,49
	Niamey		58,35		3,11		0,95		0,20
	Ouaga		27,56		3,93		1,52		0,21
Education 2ndaire 1 complète et plus (ref. < primaire complet)	Cotonou		147,84		2,32		1,00		0,12
	Dakar		109,34		1,32		1,19		0,13
	Lomé		76,71		3,35		2,48		0,13
	Abidjan		137,03		0,85		0,72		0,14
	Bamako		184,60		1,02		0,89		0,07
	Niamey		1000,98		0,35		0,79		0,05
	Ouaga		388,59		1,45		1,21		0,02