

Analyse et comparaison des populations générale et assurée en Afrique subsaharienne francophone pour anticiper la mortalité future

Version 0.4 du 09/01/2011

Aymric Kamega^β

Frédéric Planchet^{*}

Université de Lyon - Université Claude Bernard Lyon 1

ISFA^γ

WINTER & Associés^λ

Résumé

Cette étude présente une mesure et une interprétation de l'hétérogénéité dans la mortalité en Afrique subsaharienne francophone. Ce travail est effectué d'une part au niveau de la population générale, et d'autre part au niveau de la population assurée (c'est-à-dire couverte par l'assurance vie classique). Entre outre, une comparaison entre la mortalité de ces deux catégories de population est réalisée. Les analyses menées autour de cette comparaison permettent d'avancer que les caractéristiques de la mortalité de population assurée constituent une référence utile pour anticiper les caractéristiques de la mortalité de la population générale. Dans ce contexte, cette étude fixe également un cadre qui permet de contraindre un modèle quantitatif en vue d'obtenir des projections de mortalité pour la population générale.

MOTS-CLEFS : hétérogénéité, transition démographique, mortalité future, écarts de mortalité hommes/femmes, causes de mortalité, VIH/Sida, modélisation linéaire, taux de pénétration.

^β Aymric Kamega est doctorant au sein du laboratoire SAF à l'ISFA (EA n°2429), actuaire chez WINTER & Associés et membre du Collège de Direction de l'EURIA (EURO-Institut d'Actuariat, UBO). Contact : akamega@winter-associes.fr

^{*} Frédéric Planchet est docteur en sciences de gestion, enseignant-chercheur du laboratoire SAF à l'ISFA (EA n°2429) et actuaire associé chez WINTER & Associés. Contact : fplanchet@winter-associes.fr

^γ Institut de Science Financière et d'Assurances (ISFA) - 50 avenue Tony Garnier - 69366 Lyon Cedex 07 – France.

^λ WINTER & Associés – 55 avenue René Cassin - 69009 Lyon – France.

Sommaire

1. Introduction.....	2
2. Analyse de la mortalité au sein de la population générale	4
2.1. Mesures des différences de mortalité (population générale).....	4
2.2. Interprétations : références historiques et mise en perspective	8
2.3. Interprétations : justifications à partir d'indicateurs socio-économiques	9
2.4. Interprétations : illustration quantitative des justifications à partir d'indicateurs socio-économiques	13
3. Analyse de la mortalité au sein de la population assurée et comparaison avec la population générale.....	16
3.1. Mesures des différences de mortalité (population assurée)	17
3.2. Comparaison de la mortalité des populations générales et assurées.....	22
3.3. Interprétations : justifications à partir d'indicateurs socio-économiques	24
3.4. Interprétations : pistes de réflexion sur les anticipations de la mortalité future.....	26
4. Synthèse et conclusion	28
Bibliographie	31
Annexe A : analyse des causes de mortalité	33
A.1. À propos de l'analyse de mortalité par cause	33
A.2. Analyse des causes de mortalité de la population générale	34
A.3. Analyse des causes de mortalité de la population assurée	36

1. Introduction

La mortalité n'est pas homogène en Afrique subsaharienne francophone (assimilée à la zone CIMA/FANAF¹ dans cette étude). À titre d'exemple, et en se limitant à une segmentation par pays, on observe selon les statistiques de l'OMS² que :

- l'espérance de vie à la naissance est de 59 ans au Sénégal, contre 48 ans en Centrafrique (chiffres 2006) ;
- le taux de décès dû au VIH/Sida est de 45 pour 100 000 au Sénégal, contre 594 pour 100 000 en Centrafrique (chiffres 2005).

Dans ce contexte, cette étude porte sur une quantification et une interprétation de l'hétérogénéité en zone CIMA/FANAF, et à cet effet la population de la zone est segmentée par pays et par sexe. Les populations représentées dans ces travaux sont la population générale et la population assurée, respectivement dans les sections 2 et 3.

¹ Zone couvrant les pays membres de la CIMA et représentés par des sociétés d'assurance ou de réassurance de la FANAF, à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo (c'est-à-dire les pays de l'UEMOA, hors Guinée Bissau) ainsi que le Cameroun, la Centrafrique, le Congo Brazzaville, le Gabon, le Tchad (c'est-à-dire les pays de la CEMAC, hors Guinée Équatoriale).

² Cf. http://apps.who.int/whosis/database/core/core_select.cfm?language=fr

En pratique, la quantification de l'hétérogénéité au sein d'une population est réalisée en deux temps : un premier dans lequel on teste la présence d'hétérogénéité, et un second dans lequel on la mesure, le cas échéant. Pour ce faire, plusieurs outils sont disponibles, selon la nature de la population.

Quelques outils pour tester et mesurer l'hétérogénéité de la population générale

Dans le cas d'une population générale, on travaille avec des informations globales (taux de décès et effectifs globaux par âge ou tranches d'âge) pour une population nationale. Ici, le test retenu est un test du Khi-deux d'homogénéité, établi à partir du nombre de décès global calculé à partir d'une population de référence. En pratique, ce test s'appuie directement sur les taux de décès des sous-populations et sur l'effectif global d'une population de référence.

Par ailleurs, pour quantifier la différence de mortalité entre les couples de sous-populations on s'appuie sur l'indice comparatif de mortalité (SMR), qui correspond à une méthode de standardisation des taux de décès (à partir d'une population de référence) et qui permet d'obtenir des coefficients représentant les écarts relatifs de niveau de mortalité entre deux sous-populations.

Quelques outils pour tester et mesurer l'hétérogénéité de la population assurée

Dans le cas d'une population d'assurés, on travaille avec des informations ligne à ligne et on peut alors s'appuyer sur des tests non paramétriques comparant les fonctions de survie de différentes sous-populations à partir de données individuelles. En pratique, ces tests s'appuient sur l'apparition ou non d'un décès et sur l'exposition au risque de chaque groupe au fil des âges. Les tests de référence sont alors les tests du log-rank et de Gehan (qui représentent des adaptations au cas des données censurées des tests de rang, respectivement les tests de Savage et de Wilcoxon, *cf.* par exemple Hill et al. [1990], Droesbeke et al. [1989] ou encore Planchet et Thérond [2006]). Lorsque l'on compare plus de deux sous-populations, les tests de référence sont les tests de Tarone et Ware et de Breslow (qui représentent respectivement les généralisations des tests du log-rank et de Gehan, *cf.* Droesbeke et al. [1989]). Dans cette étude, on compare les sous-populations deux à deux et on utilise à cet effet le test du log-rank.

Concernant la mesure de l'hétérogénéité entre sous-populations, elle est réalisée à partir d'une estimation du risque relatif de décès instantané pour le test du log-rank (*cf.* Hill et al. [1990]). À l'image de l'approche retenue pour la population générale, cette approche permet d'obtenir des coefficients représentant les écarts relatifs de niveau de mortalité entre deux sous-populations.

Hétérogénéité, population générale, population assurée et anticipation de la mortalité future

Dans le cadre de l'amélioration de la connaissance et du pilotage du risque de mortalité dans la région, une première étape consiste à identifier et mesurer

l'hétérogénéité au sein des populations générales et assurées. Les outils et techniques utilisés à ces effets ont été présentés ci-dessus.

Une seconde étape consiste à interpréter et justifier cette hétérogénéité, notamment à partir des caractéristiques socio-économiques des sous-populations. Plus précisément, pour cette seconde étape, l'analyse du contexte socio-économique est utilisée pour les comparaisons de mortalité entre pays (c'est-à-dire intra-catégorie, la catégorie étant la population générale ou la population assurée) d'une part, et entre catégories de population (c'est-à-dire inter-catégories, chacune des deux catégories présentant des profils socio-économiques très différents) d'autre part. En outre, à partir notamment d'hypothèses sur la transition démographique dans la région, il apparaît que les caractéristiques de mortalité de la catégorie de la population assurée sont utiles pour établir des références pour l'anticipation des niveaux de mortalité future de la catégorie de la population générale.

Dans ce contexte, et au-delà de l'identification et de la mesure de l'hétérogénéité au niveau de la population assurée, la section 3 présente une comparaison de la mortalité de la population générale et de la population assurée ainsi qu'une analyse des anticipations que l'on peut en déduire au niveau de la mortalité future.

2. Analyse de la mortalité au sein de la population générale

Cette section précise les différences de mortalité au sein de la population générale de la zone CIMA/FANAF.

2.1. Mesures des différences de mortalité (population générale)

On se concentre ici sur l'identification et la mesure des différences de mortalité entre sous-populations (pays ou sous-régions) de la zone CIMA/FANAF.

Sauf précision contraire, tous les travaux de cette sous-section sont réalisés sur les 30-54 ans uniquement, par souci de cohérence avec les travaux sur la population assurée (*cf.* section 3) et au regard des données disponibles pour la population générale (*cf.* sources utilisées au paragraphe 2.1.1 ci-après).

2.1.1. Présentation des données

De manière générale, une grande importance est consacrée à la fiabilité des données. Dans le cas de la population générale, pour les taux de mortalité par pays on s'appuie sur les tables de mortalité par tranches d'âge de 5 ans et par sexe de l'OMS³ au titre de l'année 2006. Pour les taux de mortalité par sous-région, une pondération des taux de mortalité nationaux par la population du pays concerné est effectuée (les données relatives à la population par sexe et

³ Cf. http://apps.who.int/whosis/database/life/life_tables/life_tables.cfm

par tranches d'âge utilisées à cet effet sont issues des Nations Unies⁴ au titre de l'année 2005). On note que l'avantage de ces sources de données internationales est qu'elles permettent d'assurer une homogénéité dans les hypothèses et méthodes de calcul entre les différents pays de la zone.

2.1.2. Comparaison des niveaux entre pays et sous-régions

Pour tenir compte des différences de structure d'âge dans les populations de la zone, la comparaison globale des niveaux de mortalité est réalisée à partir d'une standardisation par âge des taux. On en retient deux ici, le taux comparatif de mortalité et l'indice comparatif de mortalité (ou SMR).

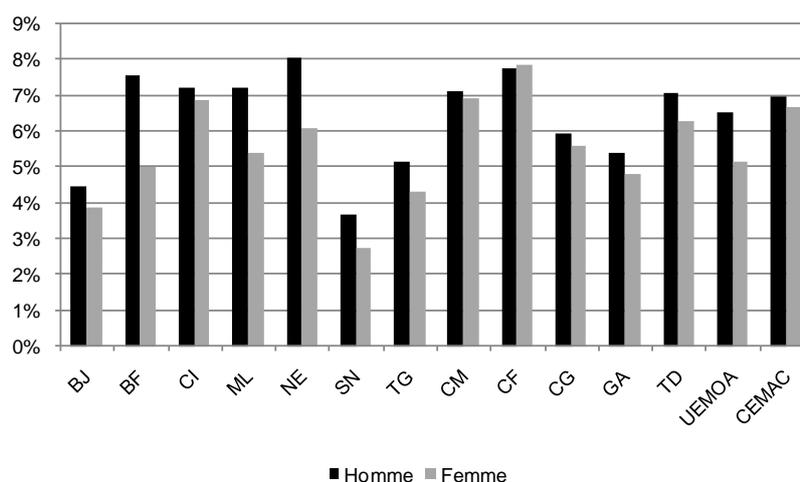
Population générale : taux comparatif de mortalité

L'approche du taux comparatif de mortalité consiste à calculer pour chaque sous-population (pays ou sous-région) un taux de mortalité comparatif q_c en pondérant les taux bruts de toutes les tranches d'âge q_y (où $y=1,2,\dots,k$ et k représente le nombre de tranches d'âge) par le poids de ces tranches d'âge dans la population de référence. On a ainsi (en notant N_{Ref} l'effectif de la population de référence et N_{yRef} cet effectif pour la tranche d'âge y) :

$$q_c = \sum_{y=1}^k \frac{N_{yRef}}{N_{Ref}} q_y.$$

En retenant la population générale par sexe des douze pays de la zone CIMA/FANAF comme population de référence, on obtient les résultats du graphique ci-dessous.

Figure 1 - Taux de mortalité comparatifs (pop. générale)



⁴ Ou plus précisément de la Division de la population du Département des affaires économiques et sociales des Nations Unies (<http://esa.un.org/unpp/index.asp?panel=2>).

À la lecture de cette première illustration (pour mémoire, le périmètre de l'étude est limité à la population des 30-54 ans et les taux de mortalité exploités sont des taux par tranches d'âge de 5 ans), il apparaît que les niveaux de mortalité semblent hétérogènes au sein des pays de la zone, pour les hommes comme pour les femmes. Ainsi par exemple, le niveau de mortalité au Sénégal est près de deux fois plus faible que celui de la Centrafrique et du Niger. Au niveau des sous-régions, il apparaît également des différences. Ainsi, il ressort de la Figure 1 que les taux de décès représentant la sous-région CEMAC sont plus élevés que ceux représentant l'UEMOA, pour les hommes comme pour les femmes. En particulier, on note que l'écart des taux de décès comparatifs entre les deux sous-régions est plus important au sein de la population féminine qu'au sein de la population masculine.

En restant sur la comparaison entre sexes, il apparaît sur la Figure 1 que les écarts de mortalité entre les hommes et les femmes sont nettement inférieurs à ceux que l'on observe en France. Dans le détail, avec les tables réglementaires TH/TF00-02 construites sur la base de la population générale française, le rapport entre les taux comparatifs des hommes et des femmes entre 30 et 54 ans (calculés avec la population de référence CIMA/FANAF utilisée ci-dessus) est égal à 2,2 (le taux comparatif est de 1,5 % pour les hommes et de 0,7 % pour les femmes), contre 1,3 en UEMOA et 1,0 en CEMAC (à titre d'information, ces différences entre l'UEMOA et la CEMAC sont analysés aux paragraphes 2.3.1, 2.3.2, 2.3.3 et 2.4.2). Cette différence avec la France s'explique par la situation socio-économique des femmes en Afrique subsaharienne francophone. En effet, du fait des fortes inégalités en tout genre auxquelles elles sont exposées (plus faible accès aux ressources, plus faible accès aux soins, plus faible scolarisation, plus grande quantité de travail et moins de temps consacré aux loisirs et/ou au repos, *etc.*, cf. Janin [2007], Coquery-Vidrovitch [1994] ou encore Denis et Sappia [2004] pour plus de d'informations sur la situation des femmes en Afrique), en Afrique les femmes sont exposées à des risques sanitaires plus élevés que ceux des hommes.

Toutes les observations relatives à la Figure 1 (tant sur les différences entre pays et sous-régions, que sur les différences entre sexes) sont commentées et analysées dans les sous-sections 2.3 et 2.4.

Population générale : indice comparatif de mortalité (SMR et test statistique)

En complément du taux comparatif de décès calculé ci-dessus, on détermine l'indice comparatif de mortalité (cet indice permet de préciser les éléments quantitatifs présentés à la Figure 1). Cet indice, ou SMR, est égal au rapport entre le nombre de décès théoriques de deux pays (ou sous-régions) calculé à partir d'une même population de référence. Il est généralement exprimé sur une base 100. Un test du Khi-deux classique (à un degré de liberté) au seuil de 5 %, soit à $\chi^2_{\alpha}(1) = 3,841$, peut ensuite être réalisé pour tester l'homogénéité dans la mortalité de ces pays (ou sous-régions).

En retenant toujours la population générale par sexe des douze pays de la zone CIMA/FANAF comme population de référence, on obtient les résultats des tableaux ci-dessous (le numérateur du rapport est en colonne et les

combinaisons pour lesquelles on accepte l'hypothèse d'homogénéité au seuil de 5 % sont en gris foncé et en gras).

Tableau 1 – SMR et tests de comparaison par pays (homme, pop. gén.)

Homme (pop. gén.)	BJ	BF	CI	ML	NE	SN	TG	CM	CF	CG	GA	TD
BJ	100	170	163	162	181	83	116	160	175	134	121	159
BF		100	96	95	107	49	68	94	103	79	71	93
CI			100	100	111	51	71	98	108	82	74	98
ML				100	112	51	71	99	108	82	75	98
NE					100	46	64	88	97	74	67	88
SN						100	140	193	211	161	146	192
TG							100	138	151	115	104	137
CM								100	109	84	76	99
CF									100	76	69	91
CG										100	91	119
GA											100	131
TD												100

Tableau 2 – SMR et tests de comparaison par pays (femme, pop. gén.)

Femme (pop. gén.)	BJ	BF	CI	ML	NE	SN	TG	CM	CF	CG	GA	TD
BJ	100	129	177	138	156	71	110	178	201	144	123	161
BF		100	137	108	121	55	86	138	156	112	96	126
CI			100	78	88	40	62	101	114	82	70	91
ML				100	112	51	80	128	145	104	89	117
NE					100	46	71	114	129	93	79	104
SN						100	156	251	284	203	174	228
TG							100	161	182	131	111	146
CM								100	113	81	69	91
CF									100	72	61	80
CG										100	85	112
GA											100	131
TD												100

En reprenant les exemples de la Centrafrique et du Sénégal présentés en introduction, il apparaît que le niveau de mortalité en Centrafrique majore de 111 % celui du Sénégal pour les hommes, et de 184 % pour les femmes. Ces deux majorations ressortent évidemment significatives au seuil de 5 %.

En limitant l'analyse aux pays représentés dans les données de la population assurée (Côte d'Ivoire, Mali, Togo, Cameroun et Gabon, cf. section 3), il apparaît que :

- les niveaux de mortalité de la population générale du Cameroun et de la Côte d'Ivoire ne sont pas significativement différents, pour les hommes comme pour les femmes (au seuil de 5 %) ;
- les niveaux de mortalité du Gabon minorent significativement (au seuil de 5 %) ceux du Cameroun : minoration de 24 % pour les hommes et de 31 % pour les femmes ;

- les niveaux de mortalité du Togo minorent significativement (au seuil de 5 %) ceux de la Côte d'Ivoire : minoration de 29 % pour les hommes et de 38 % pour les femmes ;
- les niveaux de mortalité du Mali ne sont pas significativement différents de ceux de la Côte d'Ivoire pour les hommes (au seuil de 5 %), alors que pour les femmes ils les minorent de 22 % (minoration significative au seuil de 5 %).

En complément, les travaux sur l'identification et la mesure de l'hétérogénéité sont également réalisés à l'échelle des sous-régions.

Tableau 3 – SMR et tests de comparaison par sous-région (pop. générale)

Homme (pop. gén.)	UEMOA	CEMAC	Femme (pop. gén.)	UEMOA	CEMAC
UEMOA	100	107	UEMOA	100	129
CEMAC		100	CEMAC		100

Il ressort ainsi que la mortalité de la CEMAC majore significativement (au seuil de 5 %) celle de l'UEMOA : la majoration est de 7 % pour les hommes et de 29 % pour les femmes.

2.2. Interprétations : références historiques et mise en perspective

Dans son ouvrage de référence sur la révolution démographique en France, Landry [1982] précise en 1934 que la baisse de la mortalité, caractérisant dès le XVIII^{ème} siècle la transition démographique en France, a des origines multiples. Il cite ainsi l'amélioration des infrastructures (qui permet de faciliter la diffusion de produits alimentaires, sanitaires, *etc.*) et, surtout, l'amélioration de l'hygiène et de la médecine (qui permettent respectivement de prévenir et de guérir la maladie). Selon Landry, ces évolutions ont créé de grandes inégalités devant la mort : « quand la médecine et l'hygiène étaient en enfance, ces inégalités ne devaient pas être très grandes, [mais] lorsqu'au cours du XIX^{ème} siècle la médecine et l'hygiène ont progressé à pas de géant, le profit en a tout d'abord été pour les gens riches ou aisés beaucoup plus que pour les pauvres, d'où un avantage considérable de ceux-là sur ceux-ci. ». Durant la transition démographique en France, qui dura de la seconde moitié du XVIII^{ème} siècle à la seconde moitié du XX^{ème} siècle, il a donc existé de fortes inégalités devant la mort, directement liées aux disparités d'accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiène. Ces inégalités ont sensiblement diminué depuis (aujourd'hui la France est dans un régime de post-transition), sans toutefois être totalement supprimées.

Les fortes inégalités devant la mort observées hier en France lors de sa transition démographique, s'observent aujourd'hui dans une Afrique qui commence sa propre transition démographique (comme l'attestent de nombreux démographes et économistes, dont notamment May et Guengant [2007] et Hugon [2009]). Les mêmes causes produisant les mêmes effets, lorsqu'en son temps Landry souligne qu'en France ces inégalités s'observent selon les profils

socio-économiques, Hugon [2009] observe qu'aujourd'hui en Afrique « les inégalités devant la mort sont grandes selon les milieux sociaux et les régions » (cf. son ouvrage de référence sur l'économie de l'Afrique).

Sur ces bases, les différences de mortalité au sein de la population CIMA/FANAF sont analysées à partir des différences sociales, économiques et géographiques observables au sein de cette population (cf. sous-section 2.3). Le tableau ci-dessous présente quelques indicateurs utiles à cet effet (chiffres issus de BAfD/OCDE [2008], sauf précision contraire).

Tableau 4 – Caractéristiques socio-économiques (pop. générale)

Pays / Zone	Pop. totale (en millions, 2007)	Pop. urbaine (% du total) (2007)	VIH/Sida Prévalence chez l'adulte (2005)	Part des musulmans* (%) (2004)	PIB 2007 par hab. (USD 2000)	Taux de pénétration assurance vie (2005)**
Bénin	9,0	47%	1,8%	15%	345	0,17%
Burkina Faso	14,8	18%	2,0%	50%	268	0,15%
Côte d'Ivoire	19,3	46%	7,1%	38%	554	0,60%
Mali	12,3	41%	1,7%	94%	322	0,05%
Niger	14,2	26%	1,1%	95%	167	0,06%
Sénégal	12,4	52%	0,9%	94%	497	0,24%
Togo	6,6	37%	3,2%	20%	218	0,31%
UEMOA	88,6	38%	2,9%	61%	357	0,28%
Cameroun	18,5	50%	5,4%	20%	642	0,18%
Centrafrique	4,3	43%	10,8%	15%	228	0,01%
Congo	3,8	62%	5,3%	0%	1 100	0,00%
Gabon	1,3	93%	7,9%	1%	4 431	0,14%
Tchad	10,8	25%	3,5%	44%	256	0,01%
CEMAC	38,8	45%	5,6%	24%	663	0,13%
CIMA/FANAF	127,4	40%	3,7%	50%	450	0,17%

* Source : Frémy et Frémy [2005]

** Source : Kone [2007]

À partir de ces éléments, les interprétations et analyses de l'hétérogénéité sont menées par spécificité et facteur de risque. Il importe toutefois de rappeler que ces chiffres ne sont « que » les chiffres officiels et qu'il convient donc de les traiter avec prudence (à titre d'exemple, l'activité informelle n'est pas représentée par l'indicateur de création de richesse « PIB/habitant »). En outre ces chiffres ne sauraient à eux seuls refléter l'état socio-économique des pays de la zone.

2.3. Interprétations : justifications à partir d'indicateurs socio-économiques

Les spécificités et facteurs de risques socio-économiques présentés dans cette sous-section pour analyser l'hétérogénéité au sein de la zone CIMA/FANAF sont l'urbanisation, la prévalence du VIH/Sida, le poids de la population de confession et/ou de culture musulmane et la création de richesse par habitant.

L'analyse présentée ci-dessous à partir des éléments de cette liste est principalement univariée, malgré l'interdépendance des variables. Les travaux

menés dans cette sous-section permettent toutefois d'illustrer la complexité des liens entre le niveau de mortalité et le contexte socio-économique, ainsi que la grande disparité des situations socio-économiques dans la région.

Enfin, on rappelle que l'étude est menée ici sur la population générale âgée de 30 à 54 ans.

2.3.1. Urbanisation

Dans l'ouvrage dirigé par Pison et al. [1989] sur la mortalité et la société en Afrique, il apparaît que la mortalité est beaucoup plus forte en milieu rural que dans les villes. Cet avantage urbain (qui est toutefois limité par le phénomène du VIH/Sida, plus important en zone urbaine, *cf.* paragraphe 2.3.2) s'explique par les grandes différences qui distinguent la ville et le monde rural : niveau d'accès aux soins, de revenu, d'instruction, de catégorie socioprofessionnelle, *etc.* En particulier, les auteurs soulignent que cette surmortalité rurale est principalement due au fait que la ville accapare l'essentiel des ressources médicales et que l'habitat urbain facilite l'action sanitaire.

Les statistiques de mortalité présentées dans les sections précédentes semblent confirmer cet avantage urbain. En effet, en rapprochant la Figure 1 et le Tableau 4, il apparaît par exemple que :

- les deux pays de la sous-région UEMOA ayant les taux d'urbanisation les plus faibles (le Burkina Faso et le Niger) sont également ceux ayant les taux de mortalité les plus élevés (du moins pour les hommes) ;
- le pays de la sous-région UEMOA ayant le taux d'urbanisation le plus fort (le Sénégal) est également celui ayant le taux de mortalité le plus faible ;
- les deux pays de la sous-région CEMAC ayant le taux d'urbanisation les plus forts (le Gabon et le Congo) sont également ceux ayant les taux de mortalité les plus faibles.

Il apparaît donc que les chiffres et références disponibles confirment l'existence d'une surmortalité dans les zones rurales, notamment dans les pays de l'UEMOA (dans les pays de la CEMAC, ce phénomène est perturbé par le VIH/Sida, *cf.* paragraphe 2.3.2).

Par ailleurs, il semble exister un lien entre les écarts de mortalité hommes/femmes et le taux d'urbanisation. En effet, ces écarts ressortent plus importants dans les zones rurales. Ainsi par exemple, au sein de l'UEMOA (respectivement au sein de la CEMAC) le Burkina Faso (respectivement le Tchad) est le pays ayant le taux d'urbanisation le plus faible et l'écart de mortalité hommes/femmes le plus important. Les écarts de mortalité hommes/femmes seraient ainsi une fonction décroissante du taux d'urbanisation. Sachant que les écarts de mortalité hommes/femmes s'expliquent généralement par des différences de comportements (consommations, exposition aux accidents, *etc.*) et d'environnements (conditions de travail, *etc.*) entre hommes et femmes, on peut faire l'hypothèse que les différences de comportements et d'environnements entre hommes et femmes sont plus importantes en zone rurale qu'en zone urbaine.

2.3.2. Prévalence du VIH/Sida

Le paragraphe précédent illustre l'existence d'une surmortalité en zones rurales, par rapport aux zones urbaines. Si dans les pays d'Afrique de l'Ouest (sous-région UEMOA) ce phénomène se traduit de manière évidente dans les niveaux de mortalité, dans les pays d'Afrique Centrale (sous-région CEMAC) ce phénomène est moins flagrant.

Comme annoncé dans le paragraphe précédent, cette situation est directement liée à l'effet du VIH/Sida. En effet, dans le rapport OMS [2005] sur la surveillance épidémiologique du VIH/Sida en Afrique, il apparaît que les taux de prévalence en zones urbaines sont supérieurs à ceux observés en zones rurales. Ainsi, la surmortalité observée en zones rurales en raison des difficultés d'accès aux soins et des faibles revenus est atténuée par l'existence de taux de prévalence du VIH/Sida plus forts en zones urbaines : plus le taux de prévalence du VIH/Sida sera fort dans un pays, plus le poids de la surmortalité rurale dans la mortalité du pays sera faible. Étant donné que les taux de prévalence du VIH/Sida sont deux fois plus importants dans les pays CEMAC que dans les pays UEMOA (*cf.* Tableau 4), on comprend que le poids de la surmortalité rurale dans la mortalité est moins prononcé dans les pays CEMAC que dans les pays UEMOA.

L'exemple du Tchad est illustratif de ce point. En effet, malgré la faible urbanisation du Tchad par rapport à celle de ses voisins de la CEMAC, il apparaît que son niveau de mortalité est plus faible que celui de la Centrafrique et du Cameroun (*cf.* Figure 1), deux pays dont les taux de prévalence du VIH/Sida sont supérieurs à celui du Tchad.

De manière générale, le taux de prévalence du VIH/Sida semble être un critère statistique très discriminant dans le niveau de mortalité des pays, tel que l'illustrent les cas extrêmes de la Centrafrique (pays de la CEMAC avec les niveaux de prévalence et de mortalité les plus élevés) et du Sénégal (pays de l'UEMOA avec les niveaux de prévalence et de mortalité les plus faibles). De même au niveau des sous-régions, il apparaît que les taux de mortalité plus élevés dans la CEMAC que dans l'UEMOA (*cf.* Figure 1) s'expliquent par des taux de prévalence du VIH/Sida plus élevés dans la CEMAC que dans l'UEMOA (*cf.* Tableau 4, ainsi que l'annexe A.2 qui reprend le poids et le rang des décès par VIH/Sida parmi différentes causes de décès, pour les 15-59 ans et tous sexes confondus).

Concernant les écarts de mortalité hommes/femmes, dans le rapport OMS [2005], qui fait autorité sur la situation du VIH/Sida en Afrique, il apparaît que les taux de prévalence du VIH/Sida chez les hommes et les femmes de 25 à 49 ans en Afrique subsaharienne ne sont pas significativement différents (pour information toutefois, chez les 15 à 24 ans les taux de prévalence des femmes ressortent 2 à 5 fois plus forts que ceux des hommes, principalement en raison d'une activité sexuelle plus précoce, notamment avec des partenaires sexuels plus âgés, *cf.* également Tabutin et al. [2007]). Or, à partir des taux de mortalité présentés à la Figure 1 et des niveaux de prévalence du VIH/Sida présentés au Tableau 4, on observe une forte corrélation entre les écarts de mortalité hommes/femmes et les taux de prévalence du VIH/Sida. En pratique, les pays où les taux de prévalence sont les plus importants présentent

les écarts de mortalité hommes/femmes les plus faibles. Sur ce point, on peut citer les exemples de la Côte d'Ivoire et de la Centrafrique, les deux pays de leur sous-région respective ayant les taux de prévalence les plus élevés et les écarts de mortalité hommes/femmes les plus faibles. Au final, à partir de ces références contradictoires en apparence, on considère que la prévalence du VIH/Sida est d'un côté un critère pertinent pour mesurer les écarts de mortalité hommes/femmes (au regard de l'existence d'une corrélation statistique), et d'un autre côté un critère insuffisant pour justifier ces écarts (au regard de l'absence de corrélation socio-économique évidente).

2.3.3. Part de la population musulmane

Après avoir illustrée la corrélation positive entre le niveau de mortalité et le niveau de prévalence du VIH/Sida, il semble utile d'identifier les facteurs discriminants le niveau de prévalence du VIH/Sida dans les différents pays. À cet effet, l'analyse de la relation entre le poids de la population musulmane dans un pays et le taux de prévalence de ce même pays est éclairante. En effet, on constate que les trois pays de l'UEMOA ayant les taux de prévalence les plus faibles (le Mali, le Niger et le Sénégal) sont également les trois pays de l'UEMOA ayant les pourcentages de population musulmane les plus importants (cf. Tableau 4). De même au niveau des sous-régions, il apparaît que le poids de la population musulmane dans la population est plus de deux fois important dans l'UEMOA que dans la CEMAC, et qu'en parallèle le taux de prévalence du VIH/Sida est près de deux fois faible dans l'UEMOA que dans la CEMAC. En d'autres termes, il apparaît que le mode de vie des populations musulmanes s'accompagne de taux de prévalence du VIH/Sida relativement limités, compte tenu de l'encadrement social de la sexualité plus stricte dans ces populations (sachant qu'en Afrique la contamination s'observe essentiellement entre hétérosexuels, cf. Tabutin et al. [2007]). En conséquence, les taux de décès y sont plus faibles que ceux observés au sein des populations d'autres confessions et/ou cultures.

Il apparaît par ailleurs une corrélation entre le poids de la population musulmane et l'écart de mortalité entre les hommes et les femmes. Ainsi, en Afrique de l'Ouest (UEMOA), les quatre pays ayant les pourcentages de population musulmane les plus importants (le Mali, le Niger, le Sénégal et le Burkina Faso) sont également les quatre pays présentant les écarts de mortalité hommes/femmes les plus importants. De même, et de manière générale, les écarts de mortalité hommes/femmes au sein de l'UEMOA sont supérieurs à ceux de la CEMAC. À l'image de l'analyse menée en 2.3.1, on peut faire l'hypothèse que ces différences dans les écarts de mortalité hommes/femmes s'expliquent par des différences de comportements (consommations, exposition aux accidents, etc.) et d'environnements (conditions de travail, etc.) entre hommes et femmes plus importantes dans les populations de confession et/ou de culture musulmane que dans les autres.

2.3.4. Création de richesses

Pour mémoire, la création de richesse est ici représentée par la variable « PIB/habitant » et ce critère doit être apprécié avec prudence car il s'agit d'un

indicateur officiel qui, par définition, ne prend pas en compte l'activité informelle, particulièrement élevée en zone CIMA/FANAF (à titre d'exemple, selon les estimations 2007 de l'OIT l'emploi informel représente près des trois-quarts de l'emploi non agricole en Afrique subsaharienne).

Concernant le lien entre la production de richesse et le niveau de mortalité pour la population générale, on constate que parmi les pays représentant la CEMAC (hors Tchad) le niveau de mortalité est une fonction décroissante du niveau de PIB par habitant : dans cette sous-région, plus un pays produit de la richesse, plus son niveau de mortalité est faible. Concernant la population générale des pays de l'UEMOA, on peut noter sur ce même plan que le Niger est le pays avec le niveau de création de richesse le plus faible et avec le niveau de mortalité le plus important.

Cette observation sur le lien entre la création de richesse et le niveau de mortalité par pays n'est toutefois pas valable à l'échelle des sous-régions puisque la CEMAC crée plus de richesse que l'UEMOA mais connaît des taux de mortalité plus élevés. Cette situation à l'échelle des sous-régions est due à l'interaction avec les autres critères, notamment avec le poids du VIH/Sida, très élevé en CEMAC.

Concernant les écarts de mortalité hommes/femmes au sein de la zone CIMA/FANAF, il n'apparaît pas de corrélation avec la production de richesse, représentée ici par le PIB/habitant.

2.4. Interprétations : illustration quantitative des justifications à partir d'indicateurs socio-économiques

Cette sous-section présente des illustrations quantitatives des justifications et interprétations des différences de mortalité présentées dans la sous-section précédente. Le paragraphe 2.4.1 présente des illustrations sur les différences dans les niveaux de mortalité entre pays, alors que le paragraphe 2.4.2 présente des illustrations sur les différences dans les écarts de mortalité hommes/femmes.

2.4.1. Illustration quantitative sur le niveau de mortalité

La sous-section 2.3 présente des interprétations des différences de niveau de mortalité au sein de la population CIMA/FANAF à partir d'indicateurs socio-économiques. De ces analyses, il apparaît entre autres que :

- le niveau de mortalité diminue avec l'urbanisation ;
- le niveau de mortalité augmente avec la prévalence du VIH/Sida ;
- le niveau de prévalence du VIH/Sida (et donc indirectement le niveau de mortalité) diminue avec le poids de la population musulmane ;
- le niveau de mortalité diminue avec la création de richesses, mais l'impact est secondaire par rapport à l'impact d'autres indicateurs (notamment le VIH/Sida).

Ces analyses descriptives sont complétées par une analyse technique à partir d'une modélisation statistique. À cet effet, on considère une modélisation dans laquelle on régresse les logits des taux de mortalité (pour passer de taux compris entre 0 et 1 à des valeurs comprises entre $-\infty$ et $+\infty$) sur les

indicateurs socio-économiques. Parmi les quatre indicateurs identifiés, seuls le taux d'urbanisation et la prévalence du VIH/Sida sont statistiquement significatifs (au seuil de 5 %) dans le cadre de la régression, que ce soit pour les hommes ou pour les femmes. Cette situation est cohérente avec les observations formulées ci-dessus, puisqu'il y est précisé que les deux indicateurs non significatifs, à savoir le poids de la population musulmane et l'impact de la création de richesse à un effet sur le niveau de prévalence du VIH/Sida, n'ont, respectivement, ni un effet direct ni un effet prioritaire sur le niveau de mortalité. Il convient toutefois d'apprécier les résultats de ce modèle avec prudence (y compris au niveau des variables retenues) compte tenu du faible nombre de degrés de liberté.

Au final, le modèle retenu s'écrit :

$$\ln\left(q_i/(1-q_i)\right) = \alpha + \beta \times \text{VIH.Sida}_i + \gamma \times \text{Urbanisation}_i + \varepsilon_i$$

où i représente les pays, q représente le taux de mortalité (en pratique il s'agira du taux de mortalité des hommes ou des femmes), α , β et γ sont les paramètres à estimer et ε correspond à l'erreur de spécification.

Les résultats de la régression, obtenus par une méthode de moindres carrés ordinaires, sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 5 – Régression sur le niveau de mortalité (pop. générale)

Statistique	Hommes	Femmes
α (Student p -value)	-2,49 ($p = 5,70.10^{-8}$)	-2,83 ($p = 1,82.10^{-8}$)
β (Student p -value)	5,40 ($p = 3,70.10^{-2}$)	8,58 ($p = 0,37.10^{-2}$)
γ (Student p -value)	-1,00 ($p = 1,95.10^{-2}$)	-0,92 ($p = 2,81.10^{-2}$)
R^2 ajusté	41,1 %	56,0 %
Stat. de Fisher (p -value)	4,84 ($p = 3,74.10^{-2}$)	7,99 ($p = 1,01.10^{-2}$)
ε (moyenne des résidus)	$-2,11.10^{-17}$	$-1,30.10^{-17}$
Stat. W (S.-W.) (p -value)	0,95 ($p = 58,06.10^{-2}$)	0,95 ($p = 64,95.10^{-2}$)

Sur le plan statistique, pour les trois paramètres estimés (à savoir α , β et γ), il apparaît que le test de Student permet d'observer une significativité au seuil de 5 %, pour les hommes et pour les femmes. Aussi, les résultats du test

de Fisher permettent d'accepter la significativité globale du modèle des hommes et des femmes au seuil de 5 %. Enfin, on note que la probabilité associée au test Shapiro-Wilk sur les résidus (qui pour mémoire permet de tester l'adéquation de la distribution des résidus observés à la loi normale) est supérieure à 5 % pour les hommes comme pour les femmes ; en d'autres termes, on accepte l'hypothèse H_0 de normalité des résidus observés (au seuil de 5 %).

Concernant l'interprétation de la modélisation, les résultats des estimations des paramètres confirment que le niveau de mortalité est une fonction croissante de la prévalence du VIH/Sida (le paramètre β étant positif) et une fonction décroissante du taux d'urbanisation (le paramètre γ étant négatif). Par ailleurs, il apparaît que le pouvoir explicatif du taux de prévalence du VIH/Sida sur la mortalité est plus important pour les femmes que pour les hommes.

2.4.2. Illustration quantitative sur les écarts de mortalité hommes/femmes

On considère désormais une modélisation dans laquelle on régresse les logarithmes des rapports des taux de mortalité hommes/femmes (pour passer de valeurs comprises entre 0 et $+\infty$ à des valeurs comprises entre $-\infty$ et $+\infty$) sur les indicateurs socio-économiques. Parmi les quatre indicateurs identifiés, seule la prévalence du VIH/Sida est statistiquement significative (au seuil de 5 %) dans le cadre de la régression. Ici également il convient toutefois d'apprécier les résultats du modèle avec prudence (y compris au niveau des variables retenues) compte tenu du faible nombre de degrés de liberté.

Au final, le modèle retenu s'écrit :

$$\ln\left(\frac{qH_i}{qF_i}\right) = \alpha + \beta \times \text{VIH.Sida}_i + \varepsilon_i,$$

où i représente les pays, qH (respectivement qF) représente le taux de mortalité des hommes (respectivement des femmes), α et β sont les paramètres à estimer et ε correspond à l'erreur de spécification.

Les résultats de la régression, obtenus par une méthode de moindres carrés ordinaires, sont présentés dans le tableau suivant.

Tableau 6 – Régression sur les écarts de mortalité H/F (pop. générale)

Statistique	Écart Hommes/Femmes
α (Student <i>p-value</i>)	0,30 ($p = 3,97.10^{-5}$)
β (Student <i>p-value</i>)	-3,23 ($p = 0,30.10^{-2}$)
R^2 ajusté	56,4 %
Stat. de Fisher (<i>p-value</i>)	15,22 ($p = 0,30.10^{-2}$)
ε (moyenne des résidus)	$-9,40.10^{-18}$
Stat. W (S.-W.) (<i>p-value</i>)	0,95 ($p = 56,98.10^{-2}$)

Sur le plan statistique, pour les deux paramètres estimés (à savoir α et β), il apparaît que le test de Student permet d'observer une significativité au seuil de 5 %. Aussi, les résultats du test de Fisher permettent d'accepter la significativité globale du modèle au seuil de 5 %. Enfin, on note que la probabilité associée au test Shapiro-Wilk sur les résidus conduit à accepter l'hypothèse H_0 de normalité des résidus observés (au seuil de 5 %).

Concernant l'interprétation de la modélisation, les résultats des estimations des paramètres confirment que l'écart de mortalité hommes/femmes est une fonction décroissante de la prévalence au VIH/Sida (le paramètre β étant négatif). Pour mémoire, dans la littérature il n'apparaît pas de manière évidente qu'entre 30 et 54 ans le taux de prévalence au VIH/Sida est significativement différent entre les hommes et les femmes (cf. paragraphe 2.3.2). Toutefois, malgré cette absence de corrélation socio-économique, les résultats obtenus ici confirment l'existence d'une corrélation statistique entre le VIH/Sida et les écarts de mortalité hommes/femmes. Aussi, on retient ici l'hypothèse que la variable VIH/Sida est un bon représentant statistique du taux d'urbanisation et du poids de la population musulmane, deux variables pour lesquelles on suppose l'existence d'une corrélation socio-économique avec les écarts de mortalité hommes/femmes (cf. paragraphes 2.3.1 et 2.3.3).

3. Analyse de la mortalité au sein de la population assurée et comparaison avec la population générale

Cette section précise les différences de mortalité au sein de la population assurée de la zone CIMA/FANAF, ainsi qu'une comparaison entre la mortalité de la population générale et celle de la population assurée.

3.1. Mesures des différences de mortalité (population assurée)

Le traitement de l'hétérogénéité dans les niveaux de mortalité de la population assurée est réalisé à partir du log-rank. Le test du log-rank est utilisé pour tester l'hétérogénéité entre deux sous-populations et l'estimation associée des risques relatifs de décès dans les deux sous-populations est utilisée pour mesurer l'hétérogénéité. Ces tests et mesures de l'hétérogénéité sont réalisés par sexe et par couple de pays ou sous-région.

Sauf précision contraire, tous les travaux de cette sous-section sont réalisés sur les 30-54 ans uniquement, au regard de l'insuffisance des données aux âges faibles et aux âges élevés, et par souci de cohérence avec les tranches d'âge disponibles pour la population générale (*cf.* section 2).

3.1.1. Présentation des données

Dans le cadre de la population assurée, on s'appuie sur les données d'expérience utilisées pour la construction des nouvelles tables de mortalité réglementaires pour les contrats d'assurance en cas de vie et en cas de décès. Ces données, collectées en 2009, portent sur 17 assureurs répartis dans 5 pays de la zone (6 dans la sous-région CEMAC et 11 dans la sous-région UEMOA). En particulier, ces données ont fait l'objet d'analyses et de traitements substantiels afin de disposer de bases de données cohérentes et harmonisées (*cf.* Planchet et al. [2010] pour une description détaillée des analyses et traitements effectués sur ces données). Ces données restent toutefois de qualité améliorable, notamment au niveau du volume (pour certains pays) et des âges élevés (aujourd'hui, les données d'expérience des plus de 55 ans ont été exclues car non pertinentes). Les caractéristiques de la mortalité d'expérience de la zone pourront ainsi être précisées à partir de la production de données complémentaires massives et de meilleure qualité.

On retient par ailleurs que les données retenues sont observées sur les années 2003 à 2006 et comptent des troncatures à gauche (relatives aux entrées après le 01/01/2003) et des censures à droite (relatives aux sorties avant le 31/12/2006 pour un motif autre que le décès).

Les tableaux suivants présentent des statistiques (exposition, âge moyen et taux de décès annuel moyen) sur les données relatives aux populations assurées par sexe, par pays et par sous-région (pour mémoire, ces statistiques sont relatives aux 30-54 ans).

Tableau 7 – Statistiques (homme, pop. assurée)

Homme (pop. ass.)	Exposition	Âge moyen	Taux décès moyen	Taux décès moyen (borne inf. à 95%)	Taux décès moyen (borne sup. à 95%)
CI	535 516	43,6 ans	0,39%	0,38%	0,41%
ML	11 960	42,3 ans	0,20%	0,12%	0,28%
TG	131 866	43,1 ans	0,41%	0,38%	0,45%
CM	330 477	42,6 ans	0,56%	0,54%	0,59%
GA	30 451	42,7 ans	0,19%	0,14%	0,24%
UEMOA (CI-ML-TG)	679 342	43,5 ans	0,39%	0,38%	0,41%
CEMAC (CM-GA)	360 929	42,6 ans	0,53%	0,51%	0,55%

Tableau 8 – Statistiques (femme, pop. assurée)

Femme (pop. ass.)	Exposition	Âge moyen	Taux décès moyen	Taux décès moyen (borne inf. à 95%)	Taux décès moyen (borne sup. à 95%)
CI	115 305	43,0 ans	0,19%	0,17%	0,22%
ML	3 459	41,6 ans	0,12%	0,00%	0,23%
TG	22 629	42,0 ans	0,07%	0,04%	0,11%
CM	96 132	41,3 ans	0,23%	0,20%	0,26%
GA	5 021	42,3 ans	0,16%	0,05%	0,27%
UEMOA (CI-ML-TG)	141 393	42,8 ans	0,17%	0,15%	0,19%
CEMAC (CM-GA)	101 154	41,3 ans	0,23%	0,20%	0,26%

Il ressort des tableaux ci-dessus que les taux de décès moyens CEMAC sont supérieurs à ceux de l'UEMOA : la majoration est de 35 % pour les hommes, comme pour les femmes. Dans le détail, il apparaît que ces différences régionales traduisent les différences entre le Cameroun et la Côte d'Ivoire : pour ces pays, l'écart est de plus de 40 % pour les hommes et de plus de 20 % pour les femmes. On note également qu'il existe des disparités au sein d'une même zone. Ainsi par exemple, au sein de la zone CEMAC, les taux de décès moyen pour les hommes du Cameroun sont 3 fois plus importants que ceux du Gabon.

Ces observations « primaires » de l'hétérogénéité sont précisées dans le paragraphe suivant à l'aide d'analyses statistiques associées au test du log-rank.

3.1.2. Différences des niveaux de mortalité

Pour apprécier les différences de niveau dans la mortalité de la population assurée, deux niveaux d'analyses statistiques sont retenus : un premier dans lequel on teste uniquement l'identité des distributions de survie pour tous les couples de pays et les sous-régions (à partir du test du log-rank), et un second dans lequel on mesure les différences de mortalité entre pays et sous-régions (à partir du risque relatif de mortalité associé au test du log-rank). Ces tests et mesures sont effectués par sexe.

Présentation du test du log-rank

La méthode retenue pour le test de comparaison des sous-populations assurées est la méthode du log-rank, sous l'hypothèse H0 d'identité dans la

distribution de survie. Dans ce test, dont le principe est par exemple détaillé

dans Hill et al. [1990], on considère la statistique $\frac{(D_j^{obs} - D_j^{th})^2}{\sigma^2}$ qui suit

asymptotiquement un $\chi^2(1)$, avec j une des deux sous-populations de la

comparaison (j est égal à 1 ou à 2), $D_j^{obs} = \sum_{t_i=1}^T d_{ij}$, $D_j^{th} = \sum_{t_i=1}^T d_i \frac{r_{ij}}{r_i}$ et

$\sigma^2 = \sum_{t_i=1}^T d_i \frac{(r_i - d_i)}{(r_i - 1)} \frac{r_{i1} r_{i2}}{r_i^2}$ (T représente le nombre d'âges sous observation, r_i

et d_i représentent respectivement l'exposition au risque et le nombre de décès en t_i au titre des deux sous-populations 1 et 2, r_{ij} et d_{ij} représentent respectivement l'exposition au risque et le nombre de décès en t_i au titre de la sous-population j uniquement). En pratique, on utilise la forme approchée du test du log-rank, dont la statistique est :

$$\frac{(D_1^{obs} - D_1^{th})^2}{D_1^{th}} + \frac{(D_2^{obs} - D_2^{th})^2}{D_2^{th}}.$$

Aussi, lorsque cette statistique approchée est supérieure à la statistique de Khi-deux (à un degré de liberté) au seuil de 5 %, soit à $\chi_{\alpha}^2(1) = 3,841$, on rejette H_0 . Pour mémoire, cette statistique approchée est toujours inférieure à celle du log-rank exacte (cf. Hill et al. [1990]). Aussi, à chaque fois que cette statistique conduit à rejeter H_0 , la statistique exacte du log-rank aurait *a fortiori* conduit à la même conclusion.

Présentation du risque relatif (RR) associé au test du log-rank

Afin de quantifier la différence de mortalité entre deux sous-populations, on s'appuie sur une estimation du rapport des risques instantanés de décès. L'estimateur retenu est l'estimateur de Tarone [1981] (également nommé estimateur de Mantel-Haenszel modifié), dont l'emploi est recommandé en présence d'ex-æquo (c'est-à-dire lorsque l'on suppose qu'il se produit plus d'un décès à chaque instant t_i); sur ce point on pourra consulter Hill et al. [1990].

Sur une base 100, cet estimateur est déterminé par (pour deux sous-populations 1 et 2) :

$$100 \times \frac{\sum_{t_i=1}^T d_{i2} \frac{r_{i1}}{r_i}}{\sum_{t_i=1}^T d_{i1} \frac{r_{i2}}{r_i}},$$

avec les mêmes notations que celles du test du log-rank. L'estimateur de Tarone [1981] considère que le nombre de décès à chaque instant suit une loi de Poisson.

Population assurée : comparaison entre pays

Sur ces bases, les matrices suivantes présentent les risques relatifs (RR) entre couples de pays de la zone CIMA/FANAF. Les combinaisons pour lesquelles on accepte l'hypothèse d'identité des distributions de survie au seuil de 5 % sont en gris foncé et en gras.

Tableau 9 – RR et tests de comparaison par pays (homme, pop. assurée)

Homme (pop. ass.)	CI	ML	TG	CM	GA
CI	100	55	108	151	52
ML		100	196	273	99
TG			100	141	48
CM				100	35
GA					100

Tableau 10 – RR et tests de comparaison par pays (femme, pop. assurée)

Femme (pop. ass.)	CI	ML	TG	CM	GA
CI	100	63	38	134	86
ML		100	60	210	147
TG			100	352	240
CM				100	64
GA					100

De manière générale, il apparaît que les résultats ci-dessus sont cohérents avec les statistiques descriptives présentées dans le Tableau 7 et le Tableau 8.

Concernant les tests d'hétérogénéité, il ressort pour les hommes que les distributions de survie de la Côte d'Ivoire et du Togo d'une part et du Mali et du Gabon d'autre part sont les seules qui permettent d'accepter l'hypothèse d'identité des distributions de survie (au seuil de 5 %). Ainsi, pour tous les autres couples de la zone les distributions sont significativement différentes entre elles pour les populations assurées masculines. Pour les populations assurées féminines, il ressort des tests d'hétérogénéité que tous les couples de fonctions de survie dans lesquels se trouvent le Mali ou le Gabon (hormis le couple entre le Gabon et le Togo) permettent d'accepter l'hypothèse d'identité des distributions de survie (au seuil de 5 %). Pour cette population féminine, on

rappelle toutefois que le Mali et le Gabon ont les expositions au risque les moins importantes, et que le nombre de décès observés y est particulièrement faible (8 femmes décédées au Gabon et 4 au Mali), ce qui limite l'exploitation des résultats associant ces pays.

Par ailleurs, concernant les mesures de l'hétérogénéité, il apparaît pour la population assurée que :

- le risque de décès du Cameroun majore de 51 % celui de la Côte d'Ivoire pour les hommes, et de 34 % pour les femmes ;
- pour les hommes, le risque de décès du Gabon minore de 65 % celui du Cameroun (pour les femmes, la comparaison n'est pas significative au seuil de 5 %) ;
- pour les hommes, le risque de décès du Mali minore de 45 % celui de la Côte d'Ivoire (pour les femmes, la comparaison n'est pas significative au seuil de 5 %) ;
- le risque de décès du Togo n'est pas significativement différent de celui de la Côte d'Ivoire pour les hommes (compte tenu du faible écart avec les niveaux de risque de décès de la Côte d'Ivoire, cf. Tableau 7), alors que pour les femmes le risque de décès du Togo minore de 62 % celui de la Côte d'Ivoire.

Population assurée : comparaison entre sous-régions

Le Tableau 7 et le Tableau 8 présentent également des statistiques pour les sous-régions UEMOA (représentée par la Côte d'Ivoire, le Mali et le Togo) et CEMAC (représentée par le Cameroun et le Gabon). Pour les hommes comme pour les femmes, les taux de décès de la sous-région CEMAC ressortent plus élevés que ceux de l'UEMOA.

À l'image des comparaisons par pays, des analyses statistiques sont menées pour tester et mesurer les différences entre les distributions de survie par sous-région.

Tableau 11 - Tests de comparaison par sous-région (pop. assurée)

Homme (pop. ass.)	UEMOA (CI-ML-TG)	CEMAC (CM-GA)	Femme (pop. ass.)	UEMOA (CI-ML-TG)	CEMAC (CM-GA)
UEMOA (CI-ML-TG)	100	142	UEMOA (CI-ML-TG)	100	146
CEMAC (CM-GA)		100	CEMAC (CM-GA)		100

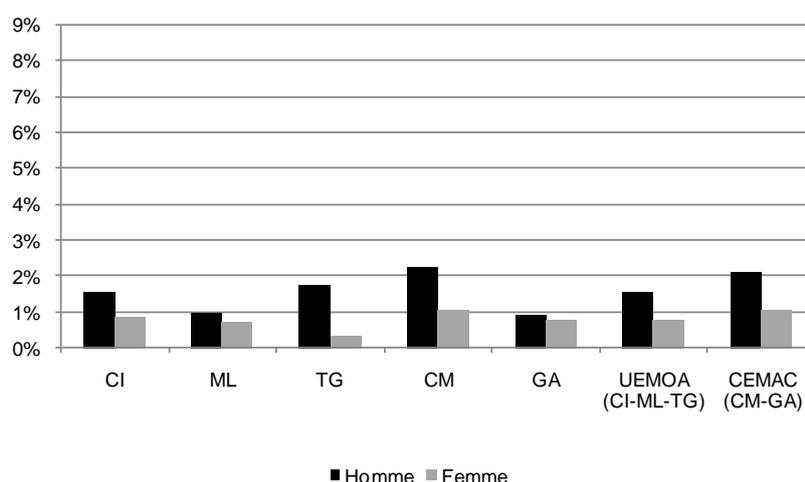
À l'image des résultats par pays, ces résultats par sous-régions sont cohérents avec les statistiques descriptives présentées dans le Tableau 7 et le Tableau 8. Ainsi par exemple, il apparaît que le risque de décès des assurés de la sous-région CEMAC majore de plus de 40 % celui de la sous-région UEMOA, pour les hommes comme pour les femmes (majorations significatives au seuil de 5 %).

3.2. Comparaison de la mortalité des populations générales et assurées

Les niveaux de mortalité de la population générale et de la population assurée sont comparés à partir des taux comparatifs de décès (*cf.* description de la méthode en 2.1.2). À cet effet, on maintient la population générale par sexe des douze pays de la zone CIMA/FANAF comme population de référence.

Pour mémoire, les taux comparatifs de la population générale sont présentés sur la Figure 1. À titre de comparaison, les taux comparatifs de la population assurée sont présentés sur la figure ci-dessous (on rappelle que le périmètre de l'étude est limité à la population des 30-54 ans et que les taux de mortalité exploités sont des taux par tranches d'âge de 5 ans).

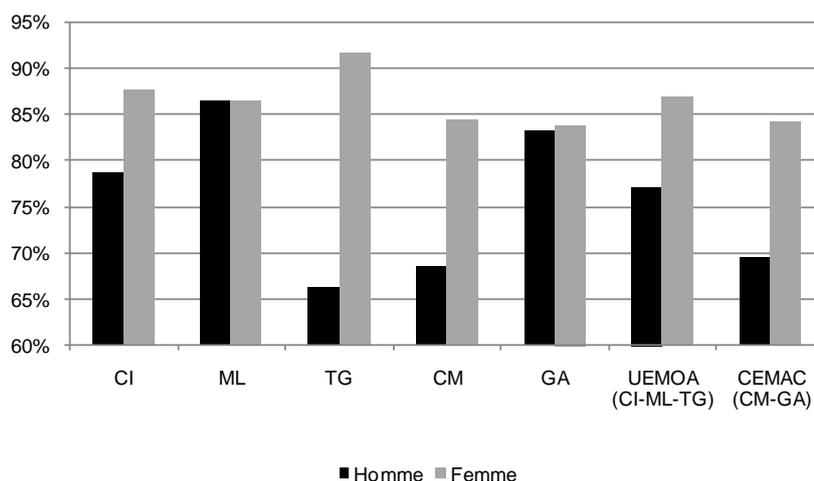
Figure 2 - Taux de mortalité comparatifs (pop. assurée)



Il apparaît que les taux comparatifs ci-dessus représentent, selon les pays et les sexes, entre 8 % et 34 % des taux comparatifs de la population générale (présentés à la Figure 1 pour mémoire).

En outre, concernant l'analyse des écarts hommes/femmes, on déduit du graphique ci-dessus qu'au sein de la population assurée, le rapport entre les taux comparatifs des hommes et des femmes âgés de 30 à 54 ans est égal à 2,0 dans les sous-régions UEMOA et CEMAC. Pour mémoire, pour la population générale de la zone CIMA/FANAF, le rapport était égal à 1,3 en UEMOA et à 1,0 en CEMAC, et pour la population générale française, ce rapport est égal à 2,2 (*cf.* paragraphe 2.1.2). Dans la continuité des interprétations présentées en 2.1.2, on comprend ainsi que les fortes inégalités socio-économiques donc sont victimes les femmes de la population générale au sein de la zone CIMA/FANAF sont plus limitées au sein de la population assurée.

Le graphique suivant présente l'abattement nécessaire pour passer des taux de la population générale à ceux de la population assurée.

Figure 3 – Abattement passage pop. générale à pop. assurée

Il apparaît que l'abattement est compris entre 66 % et 92 %, selon le pays et le sexe.

En particulier, il ressort de cette illustration que sur ce critère le Togo est le pays des extrêmes, puisque pour les hommes l'écart entre sa population assurée et sa population générale est le plus faible de toute la zone, alors que pour les femmes l'écart est le plus élevé de toute la zone. Cette situation traduit l'écart important observé entre la mortalité des hommes et celle des femmes au sein de la population assurée togolaise. En effet, il apparaît que les taux de mortalité des Togolais assurés sont 5,8 fois plus importants que ceux des Togolaises assurées, soit un écart de 480 % (en considérant les taux de la borne inférieure à 95 % des Togolais et ceux de la borne supérieure à 95 % des Togolaises, l'écart se limite à 260 %). Les interprétations présentées ci-dessous aux sous-sections 3.3 et 3.4 ne seront pas suffisantes pour expliquer ce phénomène. Aussi, on considère ici que cette situation singulière est le fruit des fluctuations d'échantillonnage et n'est pas représentative de la réalité du risque sous-jacent. L'exemple précis de la population assurée du Togo aura donc un pouvoir interprétatif limité dans le cadre de notre étude.

Concernant les sous-régions, il apparaît que l'abattement le plus important concerne les femmes d'Afrique de l'Ouest (UEMOA), alors que l'abattement le plus faible concerne les hommes d'Afrique Centrale (CEMAC).

De manière générale, on remarque que l'abattement pour les hommes est moins important que celui des femmes, et que l'abattement en Afrique de l'Ouest est plus important que celui en Afrique Centrale.

Toutes les interprétations et conclusions relatives à ce rapprochement entre la mortalité de la population générale et celle de la population assurée en zone CIMA/FANAF sont présentées dans les sous-sections suivantes.

3.3. Interprétations : justifications à partir d'indicateurs socio-économiques

À l'image des travaux réalisés pour la population générale (*cf.* sous-section 2.2), les différences de mortalité au sein de la population assurée de la zone CIMA/FANAF sont interprétées à partir des différences sociales, économiques et géographiques observables.

Dans l'ensemble, les justifications de l'hétérogénéité établies dans la sous-section 2.3 pour la population générale restent appropriées pour la population assurée, en tenant compte toutefois des compléments et spécificités présentés dans les paragraphes ci-dessous.

3.3.1. Urbanisation

Pour la population générale, l'existence d'une surmortalité dans les zones rurales a été constatée à partir des chiffres et des références disponibles (*cf.* paragraphe 2.3.1).

Pour la population assurée, l'étude menée par Ouattara [2006] sur la mortalité d'expérience d'un des plus grands groupes d'assurance de la zone CIMA/FANAF et sur le plus grand marché (la Côte d'Ivoire) semble confirmer ce phénomène : il y apparaît que la mortalité des assurés résidant hors d'Abidjan (la plus grande ville du pays pour mémoire) est plus de deux fois plus importante que celle des assurés résidant à Abidjan.

Que ce soit pour la population générale ou la population assurée, les éléments disponibles confirment ainsi l'existence d'un avantage urbain dans les niveaux de mortalité (toutes choses égales par ailleurs).

Une conséquence directe est que l'on peut raisonnablement faire l'hypothèse que cet avantage urbain explique en partie la sous-mortalité de la population assurée par rapport à la population générale (*cf.* Figure 3), étant donné que la population assurée est plus urbanisée que la population générale (les études de marché réalisées par la CIMA illustrent en effet que les agriculteurs de la zone CIMA/FANAF sont marginalisés en termes de couverture d'assurance, *cf.* Kone [2007]).

3.3.2. Taux de pénétration de l'assurance vie

Le lien entre le taux de pénétration de l'assurance vie (*cf.* Tableau 4) et le niveau d'abattement nécessaire au passage de la mortalité de la population générale à celle de la population assurée (*cf.* Figure 3) est complexe et difficile à identifier.

L'exemple du Cameroun et de la Côte d'Ivoire, deux pays comparables sur de nombreux indicateurs socio-économiques officiels (*cf.* Tableau 4) et sur le niveau de mortalité de la population générale (*cf.* Figure 1, Tableau 1 et Tableau 2), est de ce point de vue très illustratif. En effet, le taux de pénétration en Côte d'Ivoire est trois fois plus élevé que celui du Cameroun. On pourrait en déduire que l'assurance vie en Côte d'Ivoire concerne une population plus large que celle du Cameroun, et donc que l'abattement nécessaire au passage de la mortalité de la population générale à celle de la population assurée y est plus

faible. Or il apparaît l'inverse : le niveau d'abattement en Côte d'Ivoire est supérieur à celui du Cameroun (*cf.* Figure 3).

Dans le cadre de cette étude, on retient l'hypothèse que cette situation, présentée comme contre-intuitive, correspond à une illustration de la théorie d'Aristide Boucicaut, du nom de l'entrepreneur français considéré comme l'inventeur du commerce moderne au XIX^{ème} siècle et dont l'exemple parisien a fait école à Paris et dans de nombreuses capitales à travers le monde⁵. Selon cette théorie, un commerce doit d'abord développer son chiffre d'affaires, puis améliorer sa gestion pour créer de la marge et de la rentabilité. En d'autres termes, dans un marché de l'assurance vie CIMA/FANAF appelé à se développer significativement, cette hypothèse conduit à considérer que le marché de l'assurance vie en Côte d'Ivoire serait en avance dans le passage du stade de recherche de volume (première étape du développement) au stade de recherche de marge et de rentabilité (seconde étape du développement) et serait ainsi plus mature en termes de sélection des risques (meilleure gestion de l'anti-sélection et de l'aléa moral).

On note par ailleurs, que cette hypothèse est également cohérente avec ce qui est observé au Kenya. En effet, bien que le taux de pénétration au Kenya soit quatre fois plus important que celui du Cameroun (il y est égal à 0,8 %, contre 0,2 % au Cameroun selon Kone [2007]), le taux d'abattement du Kenya n'est pas inférieur à celui du Cameroun. En effet, d'une part la mortalité de la population générale du Kenya est comparable à celle du Cameroun (les taux de mortalité au Kenya sont compris entre ceux de la Côte d'Ivoire et ceux du Cameroun, selon les sources de données présentées en 2.1.1). D'autre part, la mortalité de la population assurée du Kenya n'est pas supérieure à celle du Cameroun : entre 26 et 55 ans, les taux de mortalité du Kenya sont égaux à 0,44 % pour les hommes et à 0,27 % pour les femmes (*cf.* Olubayi [2010]), contre 0,56 % pour les hommes et 0,23 % pour les femmes du Cameroun âgés de 30 à 54 ans (*cf.* Tableau 7 et Tableau 8).

Au final, une majoration du taux de pénétration pourrait ainsi se traduire par la combinaison de deux effets opposés sur la mortalité : d'une part une hausse de la mortalité assurée compte tenu de l'élargissement du périmètre de la population assurée (qui se rapproche ainsi de la population générale), et d'autre part une baisse de la mortalité assurée compte tenu de la plus grande maturité du marché (qui se traduit par une meilleure sélection des risques, conformément à la théorie de Boucicaut).

3.3.3. Création de richesses

Pour mémoire, pour la population générale, il apparaissait que le niveau de mortalité est une fonction décroissante du niveau de PIB par habitant dans les pays de la zone (*cf.* paragraphe 2.3.4). Ce n'était toutefois plus vrai à l'échelle des sous-régions, compte tenu de l'interaction avec d'autres critères, dont notamment la prévalence du VIH/Sida, très élevée en CEMAC.

⁵ Cf. une bibliographie sur : <http://www.capital.fr/enquetes/histoire-eco/les-50-plus-grands-patrons-de-l-histoire/aristide-boucicaut-1810-1877-le-bon-marche-le-commerçant-qui-a-etabli-les-principes-de-la-grande-distribution>

Cette affirmation n'est pas vérifiée non plus au niveau de la population assurée, compte tenu de l'interaction avec les autres critères, au sein desquels s'ajoute désormais le taux de pénétration du marché de l'assurance vie (deux pays comparables sur de nombreux critères, y compris en termes de prévalence du VIH/Sida, pourront observer des niveaux de mortalité sensiblement différents pour la population assurée lorsque les taux de pénétration du marché diffèrent significativement, *cf.* paragraphe précédent).

3.4. Interprétations : pistes de réflexion sur les anticipations de la mortalité future

Cette section présente quelques pistes de réflexion sur l'anticipation des niveaux de mortalité. En pratique, la première sous-section présente une justification de la démarche, et la seconde présente des références utiles dans le cadre de l'anticipation de la mortalité future (ces éléments seront repris dans un cadre plus formel dans une prochaine étude).

3.4.1. Quelles justifications pour anticiper la mortalité future ?

Dans la sous-section 2.2 il est précisé que dans l'ensemble l'Afrique a engagée sa transition démographique. En complément, Guengant [2007] précise que « la transition démographique (...) ne sera pas achevée dans les décennies qui viennent, du moins pas avant 2050 dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne », contrairement à l'idée largement répandue durant les années 1990. Malgré les différences et la complexité des modèles de transition démographique dans la région (*cf.* à ce sujet les modèles de transitions démographiques « subsahariens » proposés par Tabutin et Schoumaker [2004]), il existe donc de bonnes raisons de penser que la transition démographique va se poursuivre pendant de nombreuses années au sein de la zone CIMA/FANAF.

Les effets de la transition démographique sur la mortalité devraient donc se poursuivre pendant plusieurs années, et c'est dans ce contexte que la comparaison entre la mortalité de la population générale et celle de la population assurée permet de fixer un cadre et des contraintes pour des anticipations sur le niveau de mortalité futur. En effet, il apparaît qu'aujourd'hui la population assurée en zone CIMA/FANAF correspond à la population la plus aisée. Or, dans cette zone, la baisse de la mortalité qui profite aujourd'hui d'abord aux plus aisés (en raison de leur meilleur accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiène) devrait demain s'étendre à une population plus large, à l'image de ce qui était observé en France lors de sa transition démographique (*cf.* références à Landry [1982] ci-dessus ou à Ariès [1971]). En conséquence, l'analyse de la mortalité de la population assurée aujourd'hui dans la zone peut servir de référence pour anticiper le niveau de la mortalité de la population générale dans les prochaines années.

3.4.2. Anticipations de la mortalité future

Il est donc acquis qu'une population assurée correspond à une population relativement privilégiée, ce qui s'illustre par des taux de mortalité plus faibles

que ceux de la population générale. C'est vrai en France, où l'on observe généralement un abattement compris entre 25 % et 60 % (à titre d'exemple, il apparaît que pour les 30 et 70 ans, l'abattement entre les tables du moment TH/TF00-02 basées sur la population générale française et les tables « du moment » reconstituées en 2002 à partir des tables prospectives TGH/TGF05 basées sur une population d'assurés rentiers français est compris entre 30 % et 45 % pour les hommes et entre 50 % et 70 % pour les femmes, *cf.* Planchet [2006] - sachant que les rentiers ont des taux de mortalité plus faibles que les autres assurés des contrats d'assurance vie -). C'est également vrai en zone CIMA/FANAF (*cf.* Figure 1, Figure 2 et Figure 3), où l'on observe un abattement compris entre 65 % et 90 % pour les 30-54 ans.

À partir des éléments présentés dans cette étude, ces abattements relativement élevés en Afrique subsaharienne francophone (assimilée à la zone CIMA/FANAF) pourraient s'expliquer par deux phénomènes conjugués.

Le premier est que la région commence sa transition démographique, et donc que le niveau de la mortalité de la population générale y est encore particulièrement élevé, compte tenu du nombre limité de personnes ayant accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiène. Sur ce point, en termes d'anticipations on comprend qu'avec l'avancée dans la transition démographique au fil du temps, les taux de mortalité de la population générale devraient diminuer significativement et donc que l'abattement devrait, toutes choses égales par ailleurs, également se réduire significativement.

Le second est que le marché de l'assurance vie en zone CIMA/FANAF est encore réservé aux élites (le taux de pénétration y égal à 0,2 %, contre plus de 4 % au niveau mondial et plus de 7 % en France, *cf.* respectivement Kone [2007] et FFSA [2007]), ce qui est de nature à minorer le niveau de mortalité de la population assurée (toutes choses égales par ailleurs, *cf.* pour mémoire le paragraphe 3.3.2). Sur ce point, les anticipations sont plus complexes. En effet, suite au développement attendu du marché de l'assurance vie dans la région, on s'attend d'un côté à une hausse de la mortalité assurée, au fur et à mesure que le périmètre de la population assurée se rapproche de celui de la population générale. Néanmoins, d'un autre côté on s'attend à une baisse de la mortalité de la population assurée, compte tenu des progrès en termes de sélection des risques en portefeuille (selon l'hypothèse retenue, *cf.* paragraphe 3.3.2) et de la hausse tendancielle de l'espérance de vie au fil des années (grâce aux progrès des méthodes de prévention et de la médecine). Il convient de noter que sur ce dernier argument, on considère une absence d'apparition de nouvelle épidémie comparable au VIH/Sida (pour mémoire, l'apparition du VIH/Sida avait fortement impactée l'évolution de la mortalité en Afrique, qui évoluait sur un rythme comparable à celui observé en Amérique latine et en Asie jusqu'aux années 1980, avant de diverger à cause de l'impact du VIH/Sida notamment, *cf.* Guengant [2007]).

Au final, et sur la base des hypothèses retenues dans ces deux niveaux d'analyses, on peut raisonnablement considérer que :

- la mortalité de la population générale devrait diminuer, compte tenu du contexte de transition démographique (propagation de l'accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiènes) ;

- la mortalité de la population assurée devrait diminuer, mais à un rythme plus faible que celui de la population générale car d'une part la population assurée a d'ores et déjà accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiène (et ne bénéficiera ainsi « que » des progrès des méthodes de prévention et de la médecine) et d'autre part le taux de pénétration de l'assurance vie devrait augmenter (ce qui devrait élargir le périmètre de la population assurée) ;
- en conséquence, le taux d'abattement nécessaire pour passer de la mortalité de la population générale à celle de la population assurée devrait diminuer.

En outre, compte tenu des observations réalisées sur les différences dans les écarts de mortalité hommes/femmes (*cf.* 2.1.2 et 3.2), on peut également raisonnablement considérer que les écarts de mortalité hommes/femmes de la population générale devraient augmenter dans les prochaines années (pour mémoire les rapports hommes/femmes dans la mortalité sont égaux à 1,3 en UEMOA et 1,0 en CEMAC pour la population générale, contre 2,0 pour la population assurée dans ces deux sous-régions et 2,2 pour la population générale française).

4. Synthèse et conclusion

L'étude quantitative de l'hétérogénéité présentée ici permet d'illustrer une identification, une mesure, une interprétation et une exploitation des différences de mortalité au sein de la zone CIMA/FANAF. Cette étude est menée sur la population générale et sur la population assurée.

Concernant la population générale, au niveau de la comparaison entre les sous-régions CEMAC et UEMOA, il ressort que le niveau de mortalité en CEMAC majore celui de l'UEMOA (majoration de 7 % pour les femmes et de 29 % pour les hommes). Cette majoration est principalement le fruit de la combinaison des éléments socio-économiques suivants (ces facteurs de risques se vérifient également au niveau des pays) :

- le taux de prévalence du VIH/Sida en CEMAC est près de deux fois plus important qu'en UEMOA (ce qui majore la mortalité CEMAC, toutes choses égales par ailleurs) ;
- le poids de la population rurale en UEMOA est plus important qu'en CEMAC (ce qui majore la mortalité UEMOA, toutes choses égales par ailleurs) ;
- le niveau de PIB par habitant en UEMOA est plus faible qu'en CEMAC (ce qui majore la mortalité UEMOA, toutes choses égales par ailleurs). Ce facteur est toutefois moins significatif que les deux précédents.

On note également pour la population générale, que les écarts de mortalité entre les hommes et les femmes sont plus importants en UEMOA qu'en CEMAC. Ce constat est vraisemblablement lié à des différences de comportements (consommations, exposition aux accidents, *etc.*) et d'environnements (conditions de travail, *etc.*) entre hommes et femmes plus prononcées dans les

zones rurales que dans les zones urbaines d'une part et plus prononcées dans les populations de confession et/ou de culture musulmane que dans les autres populations d'autre part (sachant que le taux de ruralisation et le poids de la population musulmane dans la population sont plus importants en UEMOA qu'en CEMAC).

Concernant la population assurée, il apparaît que l'abattement nécessaire pour passer de la mortalité de la population générale à celle de la population assurée est, selon les pays et les sexes, compris entre 66 % et 92 % (les taux de mortalité de la population assurée représentent entre 8 % et 34 % des taux de mortalité de la population générale). Ces niveaux d'abattement relativement élevés sont liés aux faibles taux de pénétration du marché de l'assurance vie (mais cette relation est complexe, surtout pour un marché naissant comme c'est le cas en zone CIMA/FANAF) et au contexte actuelle de transition démographique (pendant laquelle il existe de grandes inégalités devant la mort). En outre, il apparaît que le niveau de mortalité observé aujourd'hui pour la population assurée constitue une référence utile dans l'analyse des niveaux de mortalité attendus ces prochaines années pour la population générale, compte tenu de la propagation attendue de l'accès aux soins et à de bonnes conditions d'hygiène, qui ne profitent aujourd'hui qu'aux plus aisés (assimilés aux assurés actuels).

On note toutefois que l'ensemble de ces conclusions est établi à partir d'une analyse univariée, et ne prend donc pas en compte les interactions entre les différents facteurs de risques (malgré leur grande interdépendance). Par ailleurs, il convient également d'apprécier ces conclusions avec prudence au regard des données disponibles. En effet, d'une part les données relatives à la population générale ne sont « que » les chiffres officiels (notamment issus de l'OMS, de la BAfD et de l'OCDE) et ne sauraient à eux seuls refléter correctement la situation socio-économique de la zone CIMA/FANAF. D'autre part, la base de données relative à la population assurée pourrait également présenter des imperfections, ne serait-ce qu'au regard de son caractère novateur (la collecte et le traitement de telles données sont les premiers exercices en la matière dans la région), malgré la grande attention accordée aux traitements, échanges, analyses et tests de cohérence (cf. Planchet et al. [2010] pour plus de précisions sur ce point).

Le travail mené dans cette étude s'attache à améliorer la connaissance et le pilotage du risque de mortalité dans la zone CIMA/FANAF. Comme le rappellent Tabutin et al. [2007], la mortalité en Afrique est encore mal connue et connaît de nombreuses zones d'ombres. En effet, les auteurs soulignent par exemple que :

- *la mortalité des adultes en Afrique souffre d'un manque générale d'intérêt scientifique et politique ;*
- *il est souhaitable de développer la mortalité par cause, malgré ses importantes limites (cf. annexe A sur ce point) ;*
- *il convient d'accorder une attention particulière à la mortalité par Sida ;*

- *il est nécessaire de creuser la question du lien entre pauvreté, inégalité et mortalité.*

Cette étude s'inscrit dans le cadre de ses perspectives de recherche, et ambitionne contribuer à la réflexion sur le sujet (aussi, il convient de noter qu'une analyse de la mortalité par cause est présentée en annexe, pour la population générale et pour la population assurée).

Bibliographie

- ABS [2009] « Causes of death », *Australian Bureau of Statistics*.
- Ariès P. [1971] « Histoire des populations françaises », *Seuil*.
- BAfD/OCDE (Banque Africaine de Développement/Organisation de Coopération et de Développement Économique) [2008] « Perspectives économiques en Afrique 2007/2008 », *OCDE*.
- Coquery-Vidrovitch C. [1994] « Les Africaines – Histoire des femmes d’Afrique noire du XIX^{ème} au XX^{ème} siècle », *Desjonquères*.
- Denis P., Sappia C. [2004] (sous la direction de) « Femmes d’Afrique dans une société en mutation », *Academia Bruylant*.
- Droesbeke J.-J., Fichet B., Tassi P. [1989] (éditeurs) « Analyse statistique des durées de vie », *Economica*.
- Gouveia N., Hajat S., Armstrong B. [2003] « Socioeconomic differentials in the temperature-mortality relationship in São Paulo, Brazil », *International Journal of Epidemiology*, Vol. 32, No. 3.
- Hill C., Com-Nougé C., Kramar A., Moreau T., O’Quigley J., Senoussi R., Chastang C. [1990] « Analyse statistique des données de survie », *Inserm, Médecine – Sciences, Flammarion*.
- Hugon P. [2009] « L’économie de l’Afrique », *La Découverte, 6^{ème} édition*.
- FFSA (Fédération Française des Sociétés d’Assurances) [2007] « L’assurance française 2007 », *FFSA*.
- Frémy D., Frémy M. [2005] « Quid 2006 », *Robert Laffont*.
- Guengant J.-P. [2007] « La démographie africaine entre convergence et divergence », *extrait de Ferry B.* (sous la direction de) [2007] « L’Afrique face à ses défis démographiques – Un avenir incertain », *AFD – CEPED - Karthala*.
- Janin P. [2007] « Les Africaines sont soumises », *extrait de Courade G.* (ouvrage dirigé par) [2007] « L’Afrique des idées reçues », *Belin*.
- Kone M.G.K. [2007] « État des lieux de l’assurance vie dans les pays de la CIMA », *CIMA*.
- Landry A. [1982] « La révolution démographique – Études et essais sur les problèmes de la population », *Ined, Réédition*.
- Leinsalu M., Vågerö D., Kunst A. E. [2003] « Estonia 1989-200: enormous increase in mortality differences by education », *International Journal of Epidemiology*, No. 32.
- May J., Guengant J.-P. [2007] « Afrique : le grand rattrapage démographique », *Le Monde*, 16/12/2007.
- Mesrine A. [2000] « La surmortalité des chômeurs : un effet catalyseur du chômage », *Économie et statistique*, No. 334, 2000-4.
- Oeppen J. [2008] « Coherent forecasting of multiple-decrement life tables: a test using Japanese cause of death data », *Max Planck Institute for Demographic Research*.
- Olubayi J. [2010] *Réalisation d’une étude de la mortalité en Afrique – L’expérience du Kenya*, AIO Life (African Insurance Organisation Life) 2010.

- OMS (Organisation Mondiale de la Santé) [2005] « HIV/AIDS Epidemiological Surveillance Report for the WHO African Region : 2005 Update », *WHO*.
- Ouattara D. [2006] *Analyse statistique et modélisation de la mortalité du contrat SIKA Retraite de NSIA Vie*, Mémoire d'assurance, IIA.
- Pison G., van de Walle É., Sala-Diakanda M. [1989] (sous la direction de) « Mortalité et société en Afrique au sud du Sahara », *INED, UIESP, IFORD, MNHN, PUF*.
- Planchet F. [2006], « Tables de mortalité d'expérience pour les portefeuilles de rentiers – (Tables TGH 05 et TGF 05) – Notice de présentation », *Institut des actuaires*.
- Planchet F., Kamega A., Ziguélé M. [2010], « Confection des tables de mortalité réglementaires pour la zone CIMA », *CIMA/WINTER & Associés (confidentiel)*.
- Planchet F., Théron P. [2006] « Modèles de Durée - Applications actuarielles », *Economica*.
- Sotero M. M. [2006] « A Conceptual Model of Historical Trauma: Implications for Public Health Practice and Research », *Journal of Health Disparities and Practice, Vol. 1, No. 17*.
- Tabutin D., Schoumaker B. [2004] « La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000 », *Population, Vol. 59, No. 3-4*.
- Tabutin D., Schoumaker B., Masquelier B. [2007] « Mortalité et santé », *extrait de Ferry B.* (sous la direction de) [2007] « L'Afrique face à ses défis démographiques – Un avenir incertain », *AFD – CEPED - Karthala*.
- Tarone R. E. [1981] « On Summary Estimators of Relative Risk », *Journal of Chronic Diseases, Vol. 34*.
- Wilmoth J. R. [1995] « Are mortality projections always more pessimistic when disaggregated by cause of death? », *Mathematical Population Studies, Vol. 5(4)*.

Annexe A : analyse des causes de mortalité

En complément des mesures et analyses de l'hétérogénéité ci-dessus, une analyse des causes de mortalité est réalisée pour la population générale et pour la population assurée. Bien qu'utile à la réflexion sur l'analyse de la mortalité, ces éléments ne sont pas présents dans le corps du texte car :

- les données sur les causes de mortalité de la population générale portent sur les 15-59 ans, alors que les travaux présentés dans le corps du texte sont réalisés pour les 30-54 ans uniquement (sachant qu'entre 15 et 30 ans, certaines causes de décès ont un rôle important, tels que le VIH/Sida, *cf.* par exemple Tabutin et al. [2007]) ;
- les données sur les causes de mortalité de la population assurée sont très incomplètes, notamment au sein de la zone UEMOA (elles constituent toutefois une information utile).

A.1. À propos de l'analyse de mortalité par cause

Cette section présente l'intérêt et les précautions à retenir lors d'une analyse de la mortalité par cause.

De l'hétérogénéité à l'analyse de mortalité par cause

L'analyse des causes de mortalité pourrait être utile pour justifier les différences de mortalité entre sous-populations, même si le lien entre l'hétérogénéité et la mortalité par cause n'est pas simple : il s'agit de domaines distincts dont les relations sont complexes.

Les analyses de l'hétérogénéité et de la mortalité par cause apparaissent toutefois complémentaires. En effet, à titre d'exemple, la prise en compte de l'hétérogénéité entre les fumeurs et les non fumeurs dans une population doit se traduire dans l'analyse de la mortalité par cause par un poids significatif des décès dus au cancer des poumons dans la sous-population des fumeurs.

En d'autres termes, l'analyse des causes de mortalité pourrait être utile pour l'analyse des sources d'hétérogénéité. À cet effet, on peut s'appuyer sur l'abondante littérature disponible sur le sujet. Ainsi par exemple : Mesrine [2000] montre qu'en France, aux âges actifs, chômage et inactivité s'accompagnent d'une surmortalité pour les hommes comme pour les femmes ; Leinsalu et al. [2003] montrent qu'en Estonie, les différences de mortalité selon le niveau d'études ont augmenté entre 1989 et 2000 ; Sotero [2006] montre à partir de données américaines que les populations soumises à un lourd traumatisme historique (colonialisme, esclavage, guerre, génocide, acculturation brutale, etc.) présentent une prévalence supérieure à certaines maladies mortelles ; Gouveia et al. [2003] montrent la sensibilité de la mortalité à São Paulo (Brésil) suite à une variation à la hausse ou à la baisse de la température ; *etc.*

Quelques précautions dans l'analyse de mortalité par cause

Les analyses de la mortalité par cause doivent toutefois être menées avec prudence.

En effet, dans un premier temps la cause de décès renseignée peut être relativement arbitraire, ce qui peut, en pratique limiter la fiabilité des analyses de la mortalité par cause.

Par ailleurs, Wilmoth [1995] constate dans ses travaux que les projections de mortalité par cause conduisent à des résultats plus pessimistes (c'est-à-dire à des taux de mortalité supérieurs) que ceux issus de projections de mortalité globales. Ces écarts sont principalement dus à l'hypothèse d'indépendance entre les causes de décès, généralement retenue dans les modèles pour des raisons opérationnelles mais qui ne reflète pas la complexité des liens qui existent entre la mortalité et les causes potentielles de décès. En effet, d'une part il est peu fréquent qu'un décès résulte d'une cause unique, et on est donc généralement confronté à des situations de multi-causalité. Sur ce point, on peut par exemple citer les études de l'Australian Bureau of Statistics (*cf.* ABS [2009]) qui illustrent que sur les 137 854 décès enregistrés en 2007 dans le pays, 3,1 causes de décès sont recensés en moyenne par décès et seul 20 % des décès enregistrés relève d'une cause de décès unique. D'autre part, au regard de la combinaison de différentes causes dans un décès, on comprend que la probabilité de décéder d'une cause C est différente si l'on survie du risque A ou du risque B (le risque de décéder d'une grippe est différent selon que l'on vive ou non avec le VIH/Sida). Ici également, on est donc confronté à des situations d'interaction.

Pour faire suite à l'étude de Wilmoth [1995], on note toutefois qu'Oeppen [2008] a proposé une approche permettant de mener des projections par causes cohérentes avec les projections globales. Sa démarche consiste à introduire une contrainte sur la densité des causes de décès à un âge donné : il considère que la somme des densités pour tous les âges et pour toutes les causes doit être égale à l'unité.

A.2. Analyse des causes de mortalité de la population générale

Les données sur les causes de décès de la population générale sont issues de l'OMS⁶ au titre de l'année 2004 (la base de données a été constituée en février 2009). Il s'agit de données sur le nombre de décès par causes et par pays (les populations concernées sont également renseignées pour en déduire les taux de décès), sur les 15-59 ans et tous sexes confondus (la classification des causes de décès est issue de la classification GBD⁷ de l'OMS, déduite de la norme ICD⁸). Aussi, les taux de décès par causes par sous-région sont déterminés en pondérant les taux de mortalité nationaux par la population du pays concerné (à partir des données relatives à la population transmise dans la même base de données, *cf.* phrase précédente).

Les comparaisons des causes de mortalité pour la population générale sont réalisées par pays et par sous-région. Les comparaisons sont réalisées à partir

⁶ Cf. <http://apps.who.int/ghodata/?vid=720#>

⁷ Global Burden of Disease.

⁸ International Classification of Disease.

des poids et du rang des différentes causes de décès dans l'ensemble des causes.

Population générale : comparaison entre pays

Les poids des causes de décès dans les pays de la zone CIMA/FANAF sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 12 – Poids des causes de décès par pays (pop. générale)

Cause de décès (pop. générale / 15-59 ans, tous sexes)	BJ	BF	CI	ML	NE	SN	TG	CM	CF	CG	GA	TD
Transmissible, périnatale et nutritionnelle												
VIH/Sida	10%	15%	30%	8%	3%	3%	28%	39%	35%	44%	43%	18%
Infections respiratoires	9%	6%	3%	8%	12%	5%	3%	4%	3%	1%	1%	5%
Paludisme	1%	0%	0%	1%	0%	1%	1%	1%	1%	1%	1%	1%
Conditions maternelles ou périnatales	10%	9%	4%	12%	19%	12%	5%	7%	7%	7%	3%	11%
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	19%	24%	16%	27%	25%	21%	20%	11%	15%	16%	11%	19%
Maladies non transmissibles												
Cancers	7%	6%	5%	6%	5%	8%	6%	5%	5%	4%	5%	6%
Diabètes	2%	2%	1%	2%	2%	2%	2%	2%	1%	1%	2%	2%
Maladies cardiovasculaires	14%	12%	9%	11%	11%	15%	12%	10%	9%	7%	10%	12%
Autres (mal. digestives, etc.)	16%	14%	10%	13%	12%	16%	13%	11%	9%	7%	10%	13%
Blessures												
Accidents de la route	3%	3%	5%	3%	3%	4%	3%	3%	3%	3%	3%	3%
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	8%	10%	16%	9%	8%	12%	8%	7%	13%	9%	10%	9%
Total	100%											

On note que ces poids sont hétérogènes entre pays. Ainsi par exemple, le poids du VIH/Sida dans les causes de décès est de plus de 40 % au Congo et au Gabon, contre moins de 5 % au Sénégal et au Niger.

En complément, le tableau suivant présente le rang des causes de décès par pays.

Tableau 13 – Rang des causes de décès par pays (pop. générale)

Cause de décès (pop. générale / 15-59 ans, tous sexes)	BJ	BF	CI	ML	NE	SN	TG	CM	CF	CG	GA	TD
Transmissible, périnatale et nutritionnelle												
VIH/Sida	5	2	1	6	8	9	1	1	1	1	1	2
Infections respiratoires	6	7	9	7	4	7	9	8	9	10	10	8
Paludisme	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11
Conditions maternelles ou périnatales	4	6	8	3	2	5	7	6	6	5	8	5
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	1	1	2	1	1	1	2	3	2	2	2	1
Maladies non transmissibles												
Cancers	8	8	6	8	7	6	6	7	7	7	6	7
Diabètes	10	10	10	10	10	10	10	10	10	9	9	10
Maladies cardiovasculaires	3	4	5	4	5	3	4	4	5	4	3	4
Autres (mal. digestives, etc.)	2	3	4	2	3	2	3	2	4	6	4	3
Blessures												
Accidents de la route	9	9	7	9	9	8	8	9	8	8	7	9
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	7	5	3	5	6	4	5	5	3	3	5	6

Pour poursuivre les commentaires sur le VIH/Sida, on note que le rang de cette cause de décès est très hétérogène au sein des pays de l'UEMOA, alors qu'il ne l'est pas dans les pays de la CEMAC (sur les cinq pays du périmètre CEMAC, quatre pays classent le VIH/Sida au premier rang).

Population générale : comparaison entre sous-régions

Les poids et le rang des causes de décès par sous-région sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 14 – Causes de décès par sous-région (pop. générale)

Cause de décès (pop. générale / 15-59 ans, tous sexes)	Poids		Rang	
	UEMOA	CEMAC	UEMOA	CEMAC
Transmissible, périnatale et nutritionnelle				
VIH/Sida	16%	34%	2	1
Infections respiratoires	6%	4%	7	8
Paludisme	0%	1%	11	11
Conditions maternelles ou périnatales	10%	8%	6	6
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	21%	14%	1	2
Maladies non transmissibles				
Cancers	6%	5%	8	7
Diabètes	2%	2%	10	10
Maladies cardiovasculaires	11%	10%	5	4
Autres (mal. digestives, etc.)	12%	11%	3	3
Blessures				
Accidents de la route	4%	3%	9	9
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	12%	9%	4	5
Total	100%	100%		

Il ressort de ce tableau que le VIH/Sida est la cause de décès la plus discriminante, parmi les causes présentées ici, entre les deux sous-régions (le poids de décès par VIH/Sida est près de deux fois plus important en CEMAC qu'en UEMOA).

A.3. Analyse des causes de mortalité de la population assurée

Dans le cadre de la population assurée, on s'appuie sur les causes de décès renseignées lors des demandes de données d'expérience relatives à la construction des nouvelles tables mortalité réglementaires. Au regard du nombre limité de décès d'expérience observé les statistiques sur les causes de décès de la population assurée sont présentés tous sexes confondus. Par ailleurs, ces données portent sur la population des 30-54 ans.

Les données retenues ici pour l'analyse des causes de décès sont uniquement celles relatives aux causes de décès renseignées. Dans ce contexte, il convient de préciser que la part des causes de décès renseignées dans l'ensemble des décès observé est très différente d'un pays à l'autre : 43 % en Côte d'Ivoire, 100 % au Mali, 14 % au Togo, 88 % au Cameroun et 92 % au Gabon ; soit en moyenne 38 % pour les trois pays de l'UEMOA et 88 % pour les deux pays de la CEMAC. Il conviendra ainsi d'interpréter ces données d'expérience avec prudence, notamment pour la Côte d'Ivoire et le Togo (et donc également pour l'UEMOA).

Les comparaisons des causes de mortalité pour la population assurée sont réalisées par pays et par sous-région. Les comparaisons sont réalisées à partir du poids et du rang des différentes causes de décès dans l'ensemble des causes.

Population assurée : comparaison entre pays

Les poids des causes de décès dans les pays de la zone CIMA/FANAF sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 15 – Poids des causes de décès par pays (pop. assurée)

Cause de décès renseignée (pop. assurée / tous sexes, 30-54 ans)	CI	ML	TG	CM	GA
Transmissible, périnatale et nutritionnelle					
VIH/Sida	28%	0%	3%	12%	0%
Infections respiratoires	0%	3%	1%	7%	0%
Paludisme	0%	0%	0%	0%	0%
Conditions maternelles ou périnatales	0%	0%	0%	0%	0%
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	8%	19%	27%	46%	0%
Maladies non transmissibles					
Cancers	7%	6%	9%	3%	2%
Diabètes	4%	0%	4%	2%	2%
Maladies cardiovasculaires	0%	19%	25%	3%	0%
Autres (mal. digestives, etc.)	31%	52%	22%	18%	70%
Blessures					
Accidents de la route	9%	0%	8%	7%	26%
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	13%	0%	1%	3%	0%
Total	100%	100%	100%	100%	100%

On note que ces poids sont hétérogènes entre pays. Ainsi par exemple, le poids du VIH/Sida dans les causes de décès est de 12 % au Cameroun, contre 0 % au Mali et au Gabon. On rappelle par ailleurs que les données relatives à la Côte d'Ivoire et au Togo sont à traiter avec prudence.

En complément, le tableau suivant présente le rang des causes de décès par pays.

Tableau 16 – Rang des causes de décès par pays (pop. assurée)

Cause de décès renseignée (pop. assurée / tous sexes, 30-54 ans)	CI	ML	TG	CM	GA
Transmissible, périnatale et nutritionnelle					
VIH/Sida	2	6	7	3	5
Infections respiratoires	8	5	8	4	5
Paludisme	8	6	10	10	5
Conditions maternelles ou périnatales	8	6	10	10	5
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	5	2	1	1	5
Maladies non transmissibles					
Cancers	6	4	4	7	3
Diabètes	7	6	6	9	3
Maladies cardiovasculaires	8	2	2	8	5
Autres (mal. digestives, etc.)	1	1	3	2	1
Blessures					
Accidents de la route	4	6	5	5	2
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	3	6	8	6	5

Pour la population assurée, il apparaît que dans aucun pays le VIH/Sida est la première cause de décès. En particulier, les décès suite au VIH/Sida sont au rang 3 pour le Cameroun, 5 pour le Gabon et 6 pour le Mali (pour mémoire, avec les données de la population générale les rangs sont respectivement 1, 1 et 6).

On note par ailleurs que les accidents de la route sont la deuxième cause de décès au Gabon. De manière générale, les décès par accidents de la route sont au rang 5 pour le Cameroun, 2 pour le Gabon et 6 pour le Mali (pour mémoire, avec les données de la population générale les rangs sont respectivement 9, 7 et 9).

On rappelle enfin que ces causes de décès portent sur les 30-54 ans uniquement (alors que pour la population générale elles portent sur les 15-59 ans).

Population générale : comparaison entre sous-régions

Les poids et le rang des causes de décès par sous-région sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 17 – Causes de décès par sous-région (pop. assurée)

Cause de décès renseignée (pop. assurée / tous sexes, 30-54 ans)	Poids		Rang	
	UEMOA (CI-ML-TG)	CEMAC (CM-GA)	UEMOA (CI-ML-TG)	CEMAC (CM-GA)
Transmissible, périnatale et nutritionnelle				
VIH/Sida	26%	12%	2	3
Infections respiratoires	0%	7%	9	5
Paludisme	0%	0%	10	10
Conditions maternelles ou périnatales	0%	0%	10	10
Autres (mal. diarrhéiques, etc.)	9%	45%	4	1
Maladies non transmissibles				
Cancers	7%	3%	6	6
Diabètes	3%	2%	7	9
Maladies cardiovasculaires	2%	3%	8	8
Autres (mal. digestives, etc.)	31%	19%	1	2
Blessures				
Accidents de la route	9%	7%	5	4
Autres (chutes, violence, guerre, etc.)	12%	3%	3	6
Total	100%	100%		

On rappelle ici que les données relatives à l'UEMOA sont à considérer avec prudence.