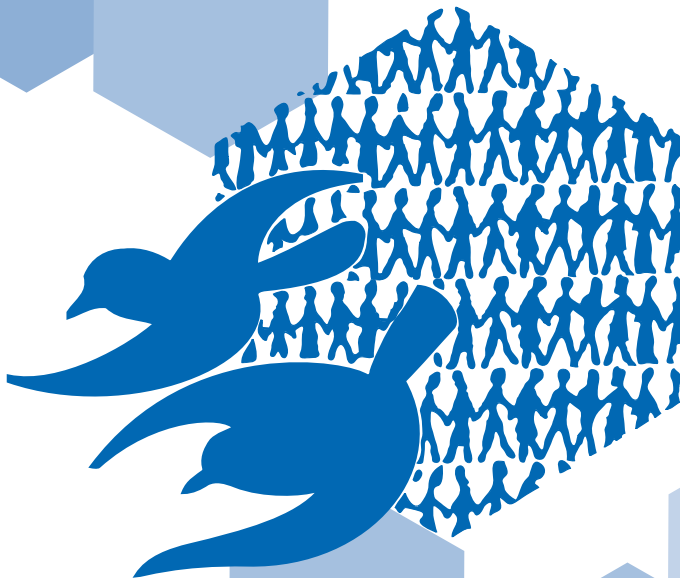


DÉMOGRAPHIE ET CULTURES

*Colloque international de Québec
(Canada, 25-29 août 2008)*



**ASSOCIATION INTERNATIONALE DES DÉMOGRAPHES DE LANGUE FRANÇAISE
A I D E L F – 133, boulevard Davout – 75980 Paris Cedex 20 (France) – <http://www.aidelf.org>**

Minorités ethniques et mortalité adulte en Afrique Sub-saharienne

Bruno MASQUELIER

Aspirant FNRS, Institut de démographie (UCL), Belgique

Introduction

Durant les deux dernières décennies, **l'Afrique sub-saharienne a connu globalement une détérioration de sa situation sanitaire**. La baisse de la mortalité s'est ralentie. Par endroits, la tendance s'est même inversée et la mortalité a connu de fortes reprises. De très nombreux facteurs sont en cause ; en particulier, la déstructuration des systèmes sanitaires, l'expansion du VIH-sida, la stagnation économique, ainsi que la recrudescence de certaines endémies jouent un rôle prédominant. Cette crise sanitaire est multiple, comme en témoignent de nombreux indicateurs. Par exemple, la mortalité palustre a globalement augmenté chez les enfants durant la dernière décennie (Jamison et *al.*, 2002). Certains pays connaissent même une hausse de mortalité infanto-juvénile (Zambie, Kenya...). Au niveau des adultes, la crise du VIH-sida a dans certains pays complètement perturbé les schémas de mortalité. Les taux de mortalité aux âges adultes ont connu des évolutions très rapides. Alors que l'incidence de la tuberculose chutait il y a dix ans, elle est devenue aujourd'hui l'une des principales maladies opportunistes étroitement liée à l'infection au VIH-sida. De même, certaines endémies, comme la trypanosomiase et la fièvre jaune, étaient mieux contrôlée dans les années soixante qu'aujourd'hui. D'autres indicateurs témoignent de l'absence de progrès ; par exemple, l'Afrique subsaharienne est la seule région du monde dans laquelle la prévalence de l'insuffisance pondérale parmi les enfants de moins de 5 ans n'a pas enregistré de progrès depuis le début des années 1990 (où elle se situait déjà à environ 30%).¹ Enfin, au cours de leur période reproductive, les africaines ont toujours une chance sur 26 de décéder d'une cause maternelle, contre une sur 120 en Asie et une chance sur 7300 dans les pays industrialisés (OMS, 2008). Là encore, l'Afrique sub-saharienne n'a pas enregistré de progrès évident durant les dernières décennies. À ces éléments s'ajoutent les retards provoqués par les conflits récurrents (Angola, Somalie, Liberia, Sierra Leone, RDC, Rwanda, ...), qui entraînent des pertes de vies humaines, des déplacements de populations, facilitent la propagation des épidémies et déstructurent le tissu économique et social.

Ce tableau alarmiste n'est toutefois pas univoque, car cette crise sanitaire affecte à des degrés très divers les pays de la région. Elle est particulièrement prononcée dans les pays où la prévalence du VIH est élevée - c'est là que des retournements de tendance brutaux peuvent être observés (Feeney, 2001). L'Afrique sub-saharienne voit donc ses régimes de mortalité se diversifier de plus en plus. Certains pays continuent de progresser (Ghana, Burkina...), tandis que dans le pire des cas, les progrès enregistrés en termes d'espérances de vie depuis les indépendances ont été annulés par les quinze dernières années (Zimbabwe, Botswana...)². Cette grande diversité des situations nationales, qui apparaît lorsque l'on examine les niveaux d'espérances de vie, est plus forte encore lorsque la mortalité est analysée uniquement aux âges adultes. Sur le continent africain, les risques de mortalité entre 15 et 50 ans peuvent varier du simple au double, voire parfois du simple au triple...

¹ Rapport 2007 des Objectifs du Millénaire pour le développement (consultable sur http://www.un.org/french/millenniumgoals/docs/mdg_2007.pdf). Notons que comme la population a augmenté, cela signifie que le nombre d'enfants souffrant de la faim a augmenté.

² See : Nations Unies, 2004. Rappelons que les chiffres officiels doivent être pris avec beaucoup de prudence.

S'il semble que globalement l'Afrique sub-saharienne fait face à une crise sanitaire importante, celle-ci n'affecte donc pas tous les pays avec la même intensité. Et au sein même des différents pays, il y a fort à parier que **les différents groupes sociaux ne font pas face aux mêmes hausses de mortalité**. Mais quels sont les groupes sociaux qui ont été relativement préservés durant les dernières années ? Quels sont ceux qui ont été les plus affectés ? La crise sanitaire a-t-elle augmenté ou réduit les inégalités de santé ? La recherche accuse un certain retard à ce propos, surtout en matière de mortalité adulte. C'est d'ailleurs le cas de la plupart des enjeux qui entourent la mortalité adulte africaine. Cette dernière figure rarement parmi les priorités des programmes de santé ou des opérations de collecte. Celles-ci restent souvent axées sur la santé maternelle et infantile, en héritage des politiques de santé publiques mises en place au lendemain des indépendances. Dès lors, lorsque les *niveaux* de mortalité sont eux-mêmes mal établis, les *inégalités* qui caractérisent la mortalité adulte africaine sont encore plus mal documentées. Pourtant, dans cette région peut-être plus qu'ailleurs, l'exposition aux facteurs de risque diffère d'une catégorie sociale à l'autre, la réaction à la maladie est socialement conditionnée, et les parcours au sein des systèmes de soins sont eux aussi discriminés socialement.

Si les inégalités de mortalité sont nettement moins bien connues en Afrique sub-saharienne qu'ailleurs, c'est essentiellement parce que les données manquent pour mener des analyses précises. Mais les données qui existent, et qui sont parfois très facilement accessibles, sont également relativement peu exploitées. C'est le cas des données qui portent sur la survie des frères et sœurs, collectées par différents programmes d'enquêtes nationales - notamment les enquêtes démographiques et de santé (EDS), les enquêtes par grappes à indicateurs multiples de l'UNICEF (MICS) et les enquêtes mondiales de la santé de l'OMS (WHS). Rares sont les travaux de recherche qui ont mobilisés ces données (Timaueu et Jasseh, 2004 ; Obermeyer et al., 2008 ; Gakidou et al., 2003).

Cette communication se donc propose de creuser la question des inégalités de mortalité adulte à partir de telles données, en axant plus particulièrement l'attention sur les inégalités inter-ethniques. Nous exploitons le fait que ces données sur la survie des frères et sœurs sont (par définition) collectées dans le cadre familial, ce qui permet d'utiliser les informations sur les membres de la famille survivants. En quelque sorte, en l'absence d'informations **sur les personnes soumises au risque**, nous recourons aux informations disponibles **sur les individus interrogés**, en supposant que certaines caractéristiques sont transmises des parents aux enfants et partagées entre frères et sœurs. L'hypothèse de travail est assez intuitive : elle consiste à tester si les caractéristiques des enquêtés sont associées à des variations significatives des risques de décès de leurs proches. En somme, il s'agit de reconnaître que les risques de mortalité ne sont pas distribués uniformément entre les familles, mais qu'ils tentent plutôt à se concentrer au sein de certaines d'entre elles. Cette approche peut paraître approximative, mais il n'y a que peu d'alternatives pour mener des recherches à l'échelle nationale sur les différentiels de mortalité. En effet, les données sur les personnes décédées sont quasi-inexistantes en l'absence de système d'enregistrement des décès.

Une première étape consiste à partir des caractéristiques dont on peut supposer qu'elles sont uniformément distribuées au sein de la fratrie, comme c'est le cas de l'appartenance ethnique.

Données

La collecte de données relatives à la survie des frères et sœurs a débuté à la fin des années 1980, lorsque Graham et al. (1989) ont élaboré une méthode indirecte à même de procurer des estimations de mortalité maternelle à partir des informations sur la survie des sœurs. Au départ, seules les informations sur les sœurs étaient collectées et la méthode ne concernait que la mortalité maternelle. Par la suite, d'autres opérations ont collecté davantage d'informations, ce

qui permet d'analyser plus largement la mortalité générale, et plus uniquement la mortalité maternelle. En effet, certaines enquêtes ont ajouté des questions sur les frères (en plus des questions sur les sœurs).³ En outre, certaines enquêtes ont également prévu des questions sur l'âge des frères et sœurs survivants, ou bien sur leur âge au décès et le nombre d'années écoulées depuis lors. Dès lors, il n'est plus nécessaire de recourir à des techniques indirectes (Graham *et al.*, 1989 ou Timaeus *et al.* 2001) : la durée d'exposition peut être calculée directement et les taux sont obtenus simplement en rapportant le nombre de décès à la durée totale d'exposition. On peut relever trois grands programmes d'enquête au sein desquels des données sont collectées sur la survie des frères et sœurs : les enquêtes EDS, les enquêtes WHS, et les enquêtes MICS. Dans cette communication, nous aurons recours aux données EDS, qui sont nettement plus nombreuses. Le tableau qui suit détaille l'ensemble des enquêtes disponibles.

TABLEAU 1 : ENSEMBLE DES ENQUÊTES AFRICAINES
AVEC UN MODULE DISPONIBLE SUR LA MORTALITÉ ADULTE (01/ 09)⁴

Pays	02-07	96-01	90-95	Pays	02-06	96-01	90-95
Afrique de l'Ouest				Afrique de l'Est			
Bénin	2006	1996		Ethiopie	2005	2000	
Burkina Faso	2003	1999		Kenya	2003	1998	
Côte d'Ivoire	2005		1994	Madagascar	2004	1997	1992
Guinée	2005	1999		Malawi	2004	2000	1992
Mali	2006	2001	1995	Mozambique	2003	1997	
Niger	2006		1992	Ouganda	2006	2001	1995
Nigeria		1999		Rwanda	2005	2000	
Sénégal	2005		1993	Soudan			1990
Togo		1998		Tanzanie	2004	1996	
				Zambie	2002	1996	
				Zimbabwe	2006	1999	1994
Afrique centrale				Afrique australe			
Cameroun	2004	1998		Afrique du Sud		1998	
Gabon		2000		Lesotho	2004		
Centrafrique			1995	Namibie	2006	2000	1992
Congo Brazza	2005			Swaziland	2006		
Congo RDC	2007						
Tchad	2004	1997					

Nombre d'enquêtes EDS ayant intégré des questions sur la survie des frères et sœurs depuis 1990

□ 0
 □ 1
 □ 2
 ■ 3 et +

Exploitation des données dans une perspective biographique

L'exploitation des données d'enquête se fait ici dans un fichier configuré en « personnes périodes », à partir de la régression de Poisson. Celle-ci est appropriée pour les données de comptage et particulièrement pour les événements rares survenant au sein de larges échantillons. Elle se prête bien à l'analyse des données qui comportent une large proportion de zéros. Régulièrement utilisée par les épidémiologistes et les économistes (Winkelmann & Zimmermann, 1994, Cameron et Triverdi, 2005), elle a été utilisée dans un cadre plus démographique par Rodriguez et Cleland (1988) ainsi que par Schoumaker (2004) pour modéliser la fécondité, et par Timaeus et Jasseh (2004) pour la mortalité. Ces derniers

³ Étendre les questions aux frères visait avant tout à réduire les omissions et à pouvoir tester la fiabilité des données (Rutenberg et Sullivan, 1991)

⁴ Les enquêtes Mauritanie 2001, Guinée 1992, et Érythrée 1995 ne sont pas (encore) dans le domaine public.

exploitent les enquêtes EDS pour analyser les tendances de la mortalité et évaluer l'impact de la propagation du VIH-sida sur les structures par âge de la mortalité. Ils ajustent le nombre de décès par année et par âge en travaillant au niveau agrégé. Nous proposons d'opter pour une démarche comparable.

Pour une présentation de l'application de la régression de Poisson sur les fichiers personnes-périodes, nous renvoyons à Schoumaker (2004). Rappelons simplement que reconfigurer le fichier d'enquête dans un fichier personnes-périodes revient ici à séparer chaque observation en autant d'années vécues (partiellement ou totalement) par un frère ou une sœur mentionné dans l'enquête (en incluant ou non les années vécues par les enquêtées). Une variable qui fait référence au groupe d'âge et à la période est conservée pour chaque observation. Le modèle exprime le risque de décès comme une fonction de la durée d'exposition et d'un vecteur de caractéristiques individuelles ou contextuelles. Le logarithme de la durée d'exposition de chaque observation est introduit comme variable indépendante. Pour conserver un risque proportionnel à la durée, son coefficient est fixé à l'unité (*offset*).

Décomposer les unités d'observations en personnes-périodes n'a pas d'impact sur les coefficients estimés, pour peu que le plan de sondage soit non-informatif.⁵

Correction des biais de sélection

Dans le cas des enquêtes EDS, le plan de sondage est informatif. Les diverses formes de dépendance entre la survie d'un individu et la taille de sa fratrie viennent en effet biaiser les niveaux estimés. Pour l'illustrer, nous avons recouru à la **micro-simulation**. Il est relativement difficile de confronter différentes options méthodologiques et de mesurer différents biais sur des données réelles, dans la mesure où il y a de nombreuses inconnues (ampleur du phénomène étudié, erreurs de déclaration, etc.) qui peuvent interférer avec le résultat des comparaisons. C'est tout particulièrement le cas ici, puisque nous exploitons des données qui sont empreintes de nombreux biais et d'erreurs. Nous avons donc cherché à simuler les processus étudiés. Nous utilisons pour cela le programme de « micro »-simulation SOCSIM, développé à l'Université de Berkeley,⁶ qui soumet **une population d'individus** à des risques compétitifs de décès, de mariage et de grossesse. Pour rappel, les programmes de micro-simulation « s'appuient sur des expériences aléatoires répétées plutôt que sur des proportions moyennes. »⁷ Cela permet notamment de conserver tous les liens de parenté qui lient les individus entre eux. Après avoir soumis chaque individu aux différents risques démographiques sur plusieurs générations, nous disposons d'une population finale d'individus survivants, comme dans une enquête, dont on connaît avec exactitude la survie des parents et des frères et sœurs, ainsi que leur date de décès. Les taux de mortalité, de fécondité et de nuptialité qui sous-jacent aux simulations sont connus également. Puisque nous disposons des liens de parentés, nous reconstruisons les histoires généalogiques de la mère de chaque femme de 15 à 49 ans. En reconfigurant le fichier en personnes-périodes, nous pouvons alors calculer avec précision les durées d'exposition ainsi que les taux de mortalité, à partir des informations fournies par les femmes de 15 à 49 ans, comme s'il s'agissait d'une enquête EDS.

⁵ « If it is non-informative, then one can disregard the sampling plan and treat the sample of life histories as so many independent sample paths of stochastic processes with the probabilistic properties they would have had without the interference of survey sampling. » Hoem J., « Weighting, misclassification and other issues », in Heckman J. et Singer B, 1985, *Longitudinal analysis of labor market data*, Cambridge University Press, pp.249-293

⁶ Voir le site de documentation des aspects techniques de SOCSIM : http://www.demog.berkeley.edu/~marcia/c_doc.html.

⁷ *Ibid.*

Paramètres retenus pour les
micro-simulations:

Mortalité : e_0 allant de 35 à 75 ans (par saut de 5 ans) – Modèle général des Nations Unies (ventilé par sexe)

Fécondité :

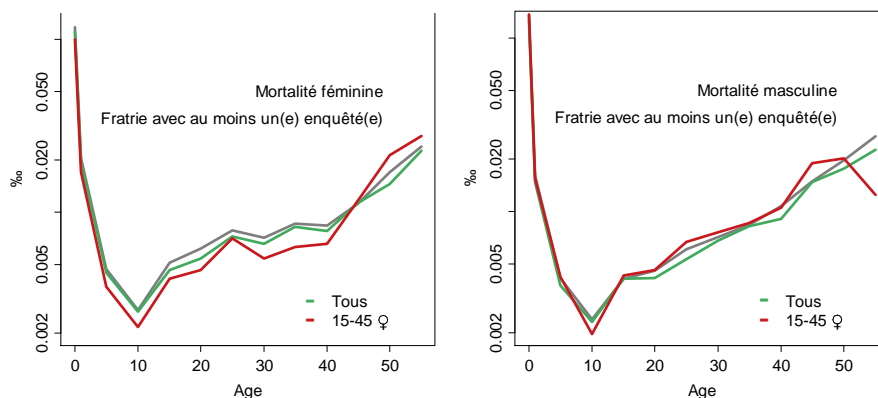
- valeurs de S : 17.5, 20, 22.5, 25
- valeurs de a_0 : 13, 15, 17
- valeurs de m : 0.0, 0.3, 0.6

Taux de croissance : 0.02

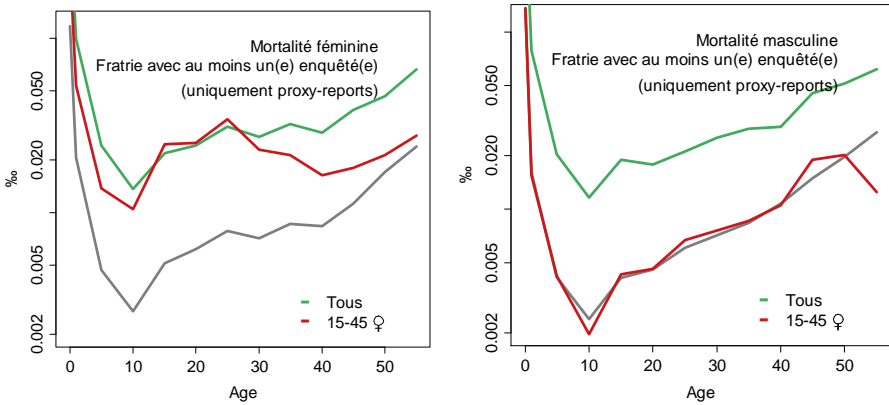
Dans le cadre de cette communication, nous procédons à des simulations sur une population stable, en supposant une mortalité qui correspond aux tables types des Nations Unies (le modèle général ventilé pour chacun des deux sexes) et un schéma de fécondité qui adopte le schéma de Coale et Trussell (1974). Les simulations sont menées sur 100 ans avec des populations finales de 15000 personnes environ. Les différents paramètres de mortalité et de fécondité correspondent à 324 micro-simulations différentes.

Nous pouvons à partir de là introduire différents types de biais et mesurer leurs effets sur les estimations. En particulier, trois biais de sélection sont introduits dans les données portant sur les frères et sœurs (Trussell & Rodriguez, 1990). Il y a à la fois une absence d'information sur les fratries sans survivants (1), une absence de prise en compte de la survie des enquêtés (2), et une sous-représentation des fratries à mortalité élevée (3). Ces biais sont illustrés à partir d'une simulation type ($e_0 = 50$, $S = 22.5$, $a_0 = 13$, $m = 0.6$, $ISF = 5.12$).

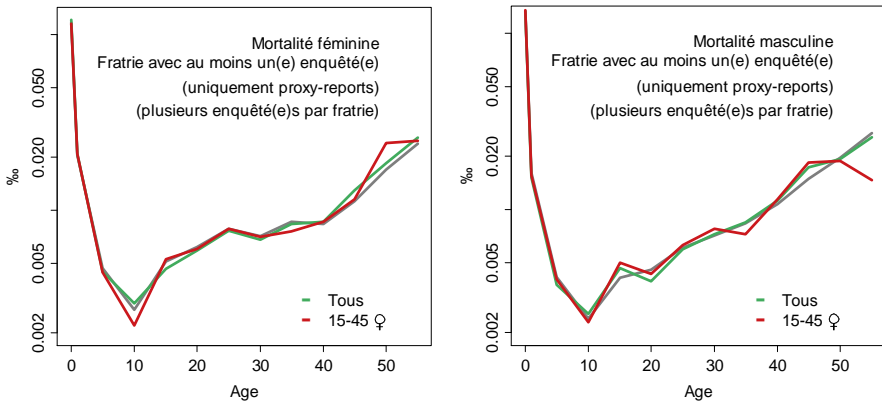
- (1) Aucune information n'est fournie pour les fratries totalement éteintes, ce qui biaise les estimations **à la baisse**. On l'observe sur ces deux premiers graphes, où seule une déclaration est retenue par fratrie. Deux cas de figure sont présentés ; soit tous les individus survivants peuvent répondre (en vert), soit seules les femmes de 15 à 49 ans peuvent répondre - comme c'est le cas des EDS (en rouge). Notons que chez les femmes, la sous-estimation est plus prononcée lorsque seules les femmes de 15 à 49 ans peuvent répondre, et c'est l'inverse chez les hommes.



- (2) Comme les enquêtés sont nécessairement survivants, un biais à la hausse est introduit lorsqu'ils ne sont pas comptabilisés dans le calcul. Ce n'affecte évidemment pas la mortalité masculine lorsque seules les femmes de 15 à 49 ans sont interrogées.



- (3) Dans les enquêtes eds, toutes les femmes de 15 à 49 ans identifiées dans les ménages sélectionnés procurent des informations sur leur fratrie. Or une certaine proportion des femmes identifiées vivent dans leur ménage avec une ou plusieurs de leurs sœurs. Dès lors, le fichier compte un certain nombre de fratries dupliquées. Il en va de même lorsque tous les survivants sont enquêtés. Cela induit une sous-représentation des familles à forte mortalité, et biaise les estimations à la baisse.⁸ Cela dit, lorsqu'il est combiné aux deux biais observés précédemment, ce dernier biais compense les deux premiers et permet de s'approcher des taux réels, comme on l'observe sur les deux graphes qui suivent.



⁸ Dans la première enquête intégrant des questions sur la survie des frères et sœurs (Bolivie 1989), un filtre était prévu pour n'autoriser qu'une sœur par ménage à répondre au module. Les enquêtes qui ont suivi ont demandé à toutes les femmes de répondre aux questions. Dans un premier temps, une question était posée sur l'**existence d'une sœur de 15 à 49 ans déjà interrogée dans le ménage**. Cette question visait à permettre l'identification des fratries qui se retrouvent à plusieurs reprises dans le fichier, et donc de ne conserver qu'une déclaration par fratrie. (Sénégal et Niger 1992). Mais par la suite, elle a été enlevée des questionnaires, rendant impossible l'identification complète des fratries dupliquées dans les fichiers.

Les taux recalculés sont bien entendu plus erratiques que les taux réels ; cela tient essentiellement au fait qu'ils sont obtenus sur un nombre de décès nettement moindre (2907 décès avant 60 ans dans la configuration EDS) que lorsque tous les décès survenus sur les 100 ans de la simulation sont intégrés (7760 décès avant 60 ans).

De façon plus formelle, Trussell & Rodriguez (1990) ont prouvé que ces trois biais s'annulaient **lorsque la mortalité était indépendante de la taille de la fratrie**. Cependant, l'indépendance entre la taille de la fratrie et la mortalité peut ne pas être rencontrée dans les faits. Par exemple, **les fécondités élevées sont souvent le cas de familles plus pauvres aux risques de mortalité plus élevés**. Cela induit une sur-estimation de la mortalité : en effet, il y aura plus de sœurs pour déclarer des risques de mortalité élevés. Et c'est l'inverse si l'association est négative : il manque des sœurs pour rendre compte de risques de mortalité élevée. Cela pourrait poser problème lorsque nous analysons les inégalités de mortalité, puisque l'effet des variables d'intérêt est susceptible d'être confondu avec un effet de l'association entre la mortalité et la taille des fratries. Mais à ce stade, il semble qu'il n'existe pas de méthode de correction applicable aux données EDS.

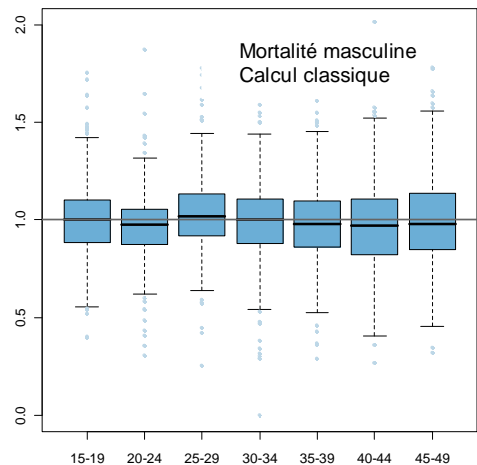
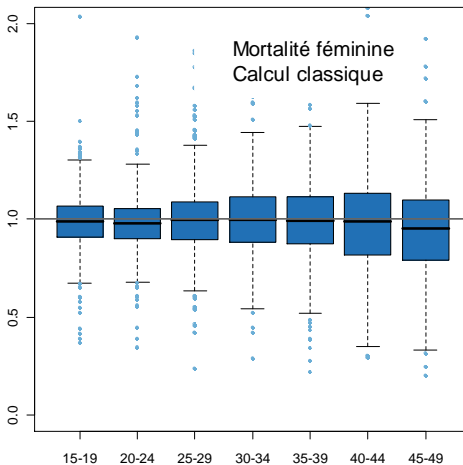
Gakidou et King (2006) ont toutefois suggéré une démarche qui visait à corriger ces biais de sélection, en faisant intervenir un mécanisme de pondération, et un mécanisme d'extrapolation. Dans notre cas, l'extrapolation - qui corrige les données pour tenir compte de l'absence d'information sur les fratries sans survivants - n'est pas possible, puisque nous cherchons à exploiter les données de façon biographique et à faire intervenir des variables explicatives dans les modèles de régression (or nous ne pouvons pas imputer pour les éléments extrapolés de valeurs pour ces variables). Par contre la pondération pourrait s'avérer utile si elle permettait de s'approcher des taux réels. L'idée à la base de cette pondération est simple : lorsque seuls les survivants sont interrogés, c'est comme si l'échantillonnage avait été fait dans cette population de survivants alors qu'il aurait dû se faire dans la population d'ensemble (en intégrant notamment les individus décédés qui étaient présents en début de période). Mais comme le nombre de frères et sœurs au départ de la période d'observation est connu (puisque les enquêtés l'ont déclarés) (B_i), et que le nombre de survivants au moment de l'enquête est connu également (S_i), il est possible rééquilibrer les choses (en multipliant chaque observation par (B_i / S_i)). Pour corriger les données structurées en personnes-périodes, il suffirait de pondérer les observations par l'inverse du nombre de sœurs qui auraient pu répondre à l'enquête.⁹ La pondération consiste en fait à donner plus de poids aux observations qui appartiennent aux fratries où il y a eu moins de survivants, et moins de poids aux fratries où il reste beaucoup de survivants. Il est important de noter que tous les membres de la fratrie devraient alors être intégrés dans les calculs ; c'est-à-dire à la fois les observations qui portent sur les individus eux-mêmes (**own-report**) et celles qui concernent leurs frères et sœurs (**proxy-report**). En effet, généralement, les taux sont obtenus en éliminant les sœurs enquêtées du calcul des durées d'exposition. À l'exception de l'erreur d'échantillonnage, ce mécanisme de pondération résout le biais lié à l'association entre la mortalité et la taille de la fratrie, lorsque tous les individus sont interrogés.¹⁰

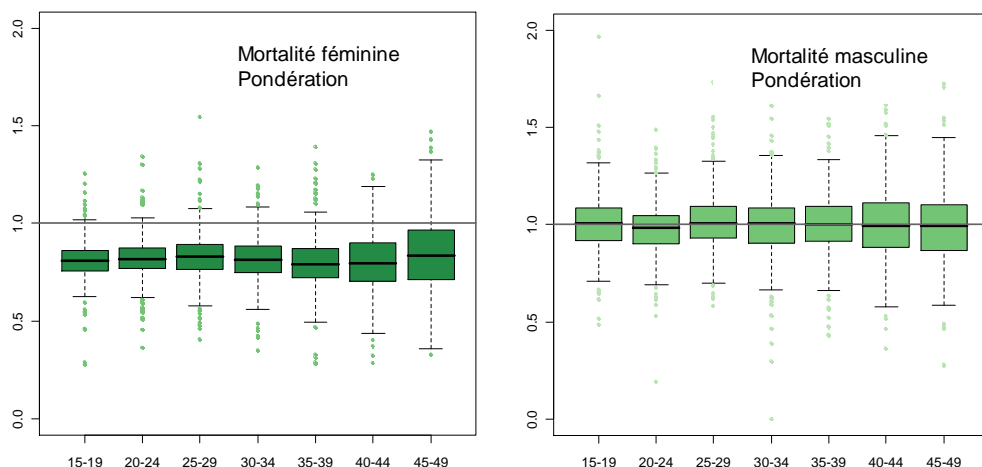
⁹ Les poids (W_i) retenus correspondent normalement au rapport entre le nombre de frères et sœurs présents en début de période (B_i) et le nombre de frères et sœurs survivants et susceptibles de répondre à l'enquête (S_i). Mais la formule $\sum M_i W_i / \sum W_i$ se simplifie en $\sum (D_i/S_i) / \sum (B_i/S_i)$. Les poids correspondent donc à l'inverse du nombre de femmes survivantes et âgées à l'enquête entre 15 et 49 ans. Notons que le système de poids devrait idéalement être légèrement revu pour la mortalité masculine.

¹⁰ En d'autres termes, lorsque tous les répondants potentiels sont interrogés, les taux de mortalité obtenus après pondération sont identiques aux taux réels, mais uniquement dans les fratries avec au moins un survivant susceptible de répondre à l'enquête. La micro-simulation permet de le vérifier (résultats non présentés).

En faisant abstraction des erreurs d'échantillonnage, Gakidou et King (2006) indiquent que cette méthode procure les taux de mortalité observés au sein des fratries avec au moins un survivant susceptible de répondre à l'enquête (soit les deux premiers graphes ci-dessus en page 5). Il subsiste donc uniquement un biais structurel lié à l'absence d'information sur les fratries sans survivants – mais dans le cas des enquêtes EDS, il s'agit plus spécifiquement **des fratries pour lesquelles aucune femme de 15 à 49 ans n'est disponible**. La méthode de pondération de Gakidou et King (2006) a déjà été utilisée sur les données d'enquêtes. Gakidou et King (2006) l'utilisent pour estimer la corrélation entre la taille des fratries et la mortalité. Obermeyer, Murray et Gakidou (2008) y recourent pour ajuster les biais de sélection des enquêtes mondiales de la santé de l'OMS. Obermeyer et al. (2008) suggèrent de l'utiliser également sur les données EDS. Cette utilisation aux données EDS pose toutefois problème, comme on l'observe sur les deux premiers graphes (p.5) : la courbe rouge, qui reproduit la situation des EDS indique que la mortalité adulte féminine est sous-estimée lorsque nous nous en tenons à la mortalité dans les fratries avec au moins une répondante de 15 à 45.

Pour le démontrer de façon systématique, nous avons recalculé les taux de mortalité par sexe de deux façons à partir des 324 micro-simulations ; tantôt sans pondération et en éliminant les enquêtées des calculs (c'est-à-dire comme dans les rapports d'enquête), tantôt avec la pondération et en intégrant les enquêtées dans les calculs (c'est-à-dire comme le suggèrent Gakidou et King (2006)). Pour rappel, on se situe dans une situation où seules les femmes de 15 à 45 ans (et toutes celles-ci) répondent à l'enquête. Pour chacune des simulations, nous avons simplement calculé le rapport entre les taux réels observés et les taux recalculés de ces deux façons. Ces rapports sont présentés dans les graphes ci-dessous. On constate (dans le graphe en bas à gauche) que la mortalité féminine est effectivement systématiquement sous-estimée avec la méthode de pondération.





À ce stade, il semble donc préférable d'exploiter les données de façon classique, comme celles publiées dans les rapports d'enquête, c'est-à-dire sans pondération et en éliminant les répondants des calculs.

Il reste toutefois qu'il peut y avoir une corrélation dans les données empiriques entre la taille des fratries et la mortalité. Cela dit, s'il est clair que cette corrélation est forte dans l'enfance (Zaba et David, 1996), une analyse comparable aux âges adultes doit encore être menée.

Examen des inégalités interethniques de certains pays

Nous cherchons maintenant à analyser les inégalités ethniques de mortalité adulte pour une série de pays sub-sahariens, en exploitant les données comme dans les rapports d'enquête – mais en détaillant les tendances et en travaillant par ethnie.

L'appartenance ethnique est un des éléments de la structuration de l'espace social africain, qui peut avoir son importance sur la santé des individus. Dans la mesure où elles servent de systèmes symboliques qui organisent les valeurs et les représentations, les structures ethniques déterminent partiellement les normes et les comportements en matière de prévention, de prise de risque, ou de rapport au corps. En outre, l'ethnie est un facteur déterminant de la cohésion sociale, et donc de la diffusion des informations sur la santé, ainsi que de l'exercice d'un contrôle social sur les comportements qui lui sont dommageables. C'est aussi une catégorie mobilisatrice, un cadre d'identification, consolidé par la colonisation et parfois réactivée pour des raisons politiques (Amselle et M'Bokolo, 1985). Les différences d'appartenance ethnique peuvent donc contribuer au partage inégal des opportunités socio-économiques au sein des territoires. Certains considèrent d'ailleurs que les inégalités sociales africaines s'expliquent pour une large part par la fragmentation ethnique. Celle-ci stimulerait la compétition sur les ressources et ruinerait le consensus sur la constitution des biens publics et sur leur distribution (Easterly & Levine, 1997). Sans aller jusque là, on peut reconnaître que de nombreux conflits ont pris en Afrique sub-saharienne une dimension tribale (même s'ils se réduisent rarement à des rivalités ethniques). Les troubles politiques qu'a connus le Kenya lors des dernières élections législatives ou le conflit congolais en sont les illustrations les plus récentes.

Autant la littérature anthropologique sur les appartenances ethniques en Afrique est large, autant elle reste pauvre en démographie. Selon Brockerhoff et Hewett (2000), on ne s'était

jusqu' alors « livré à aucune étude systématique des inégalités des probabilités de survie de l'enfant en fonction de l'appartenance ethnique parmi les pays de la région, et notamment dans la majorité des pays africains qui ont connu une paix relative depuis au moins une décennie ». En analysant les données EDS, ils mettent en lumière de profondes disparités de santé chez les enfants en bas âge, dans de nombreux pays de la région.

Nous pouvons chercher à étendre ce constat aux âges adultes. Nous tentons de répondre aux questions suivantes : où les inégalités ethniques de santé sont-elles les plus prononcées ? Est-il possible de cibler certaines ethnies particulièrement vulnérables ? Dans quels pays est-ce le cas, et dans quels contextes ? Comment la crise sanitaire des dernières années a-t-elle modifié la structure des écarts ? Dans quelles ethnies les reprises de mortalité adulte ont-elles été les plus prononcées ?

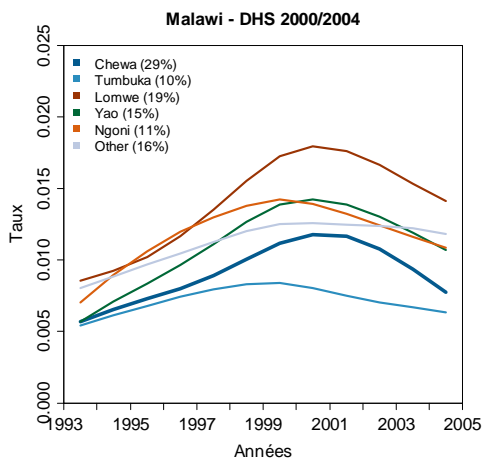
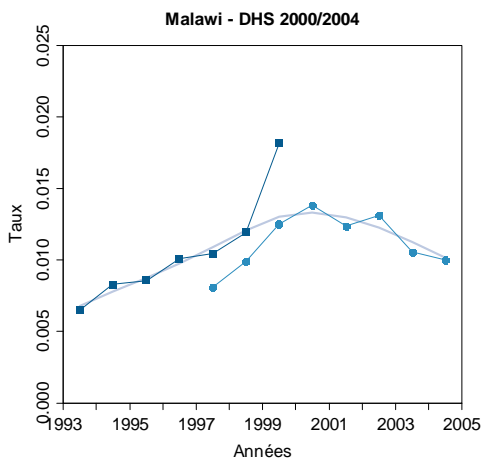
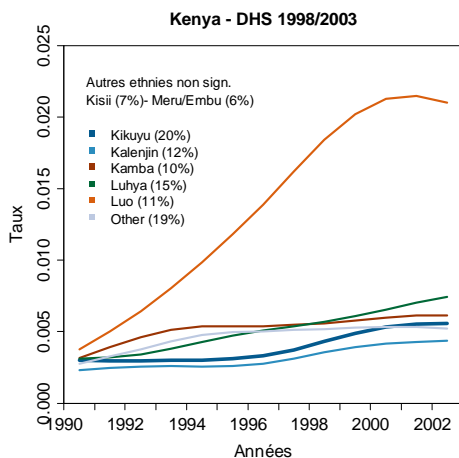
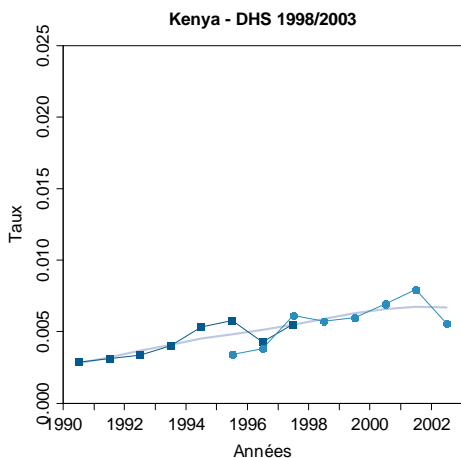
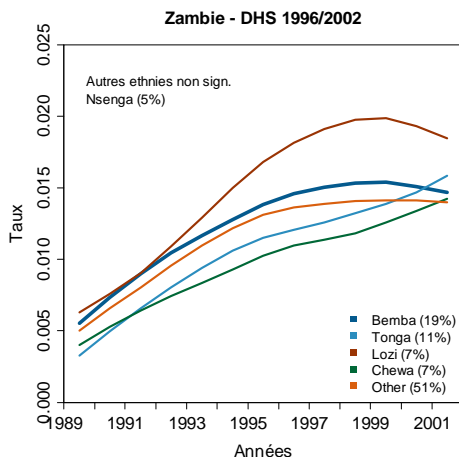
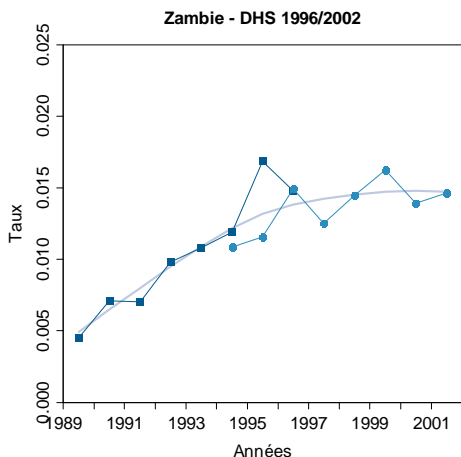
Afin de conserver suffisamment d'unités d'exposition, seules les ethnies qui regroupent plus de 5% de la population environ sont analysées à ce stade (les pourcentages présentés dans les graphes par ethnie sont obtenus à partir du nombre de frères et sœurs déclarés). Lorsque c'est possible, les données de différentes enquêtes successives sont fusionnées pour limiter les erreurs d'échantillonnage (par exemple, Mali 1995, 2001, 2006). Pour chaque pays, un premier graphe donne une indication de la cohérence des tendances observées, en présentant les taux observés par années.¹¹ Les taux présentés sont standardisés par âge à partir des structures par âge des différentes régions d'Afrique (interpolées par années à partir des chiffres des Nations Unies (2006)). Le second graphe est obtenu en introduisant l'appartenance ethnique dans les régressions. Un premier modèle intègre simplement l'appartenance ethnique et la tendance annuelle. C'est celui qui définit les ethnies dont le niveau de mortalité est significativement différent de l'ethnie de référence (l'ethnie majoritaire) (au seuil 0,10). Ensuite, les courbes sont obtenues en lissant (au moyen d'une fonction spline polynomiale cubique (Heckman et Ramsay, 2000) les taux obtenus en introduisant une interaction entre l'année et l'appartenance ethnique – uniquement pour les ethnies dont le niveau de mortalité est significativement différent de celui de l'ethnie majoritaire. Les autres ethnies (dont le niveau de mortalité (dans le premier modèle sans interaction) n'est pas significativement différent de celui de l'ethnie majoritaire) sont simplement citées en haut à gauche.

Globalement, il est possible de mettre en lumière des inégalités interethniques dans quasiment tous les pays, quelque soit le niveau de mortalité. Certaines de ces inégalités sont nettement prononcées (au Kenya, au Cameroun, au Malawi...), tandis qu'elles sont moins évidentes dans certains pays (Gabon, Centrafrique, Togo). Cela tient pour partie, bien entendu, à la structure ethnique elle-même : une forte fragmentation ethnique, comme au Nigeria ou au Congo-Brazza, va rendre l'analyse plus délicate, puisqu'on se limite ici aux différences significatives par rapport à l'ethnie majoritaire, et que l'on regroupe les ethnies minoritaires pour disposer de suffisamment d'observations par groupe. On observe également différentes configurations, avec un gradient de mortalité qui permet de classer par ordre quasiment tous les groupes ethniques de certains pays (Mali, Malawi), et à l'autre opposé, l'existence d'une minorité ethnique très désavantagée par rapport aux autres ethnies (Luos au Kenya, Kwangalis en Namibie).

Ces résultats recourent également certaines observations faites sur la mortalité des enfants (avantage des Kalenjins et Kikuyus au Kenya, désavantage des Bembas en Zambie), mais ils mettent également en avant l'importance de travailler en comparant les différentes ethnies entre elles, et pas uniquement en confrontant une ethnie à toutes les autres (Brockerhoff et Hewett, 2000).

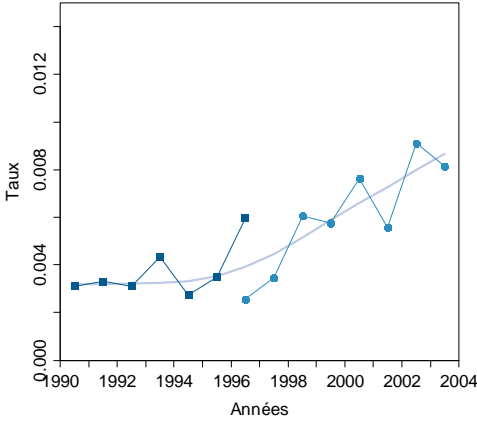
¹¹ Les années où les durées d'exposition n'excèdent pas 1000 personnes-années sont éliminées.

Pays à mortalité adulte élevée – Zambie, Kenya, Malawi

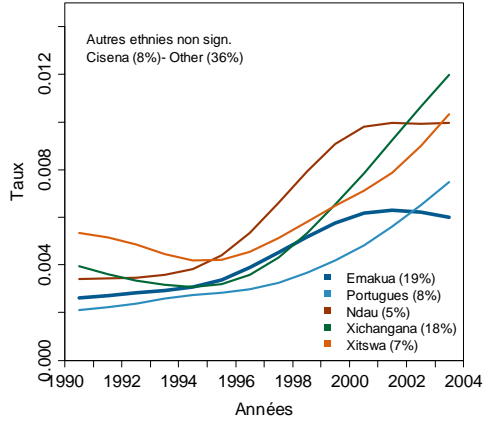


Pays à mortalité adulte intermédiaire – Mozambique, Namibie, Congo-Brazzaville

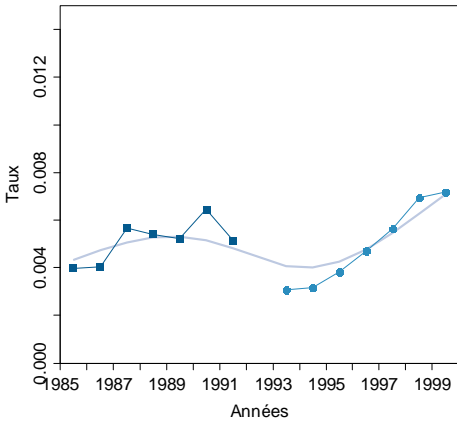
Mozambique - DHS 1997/2003



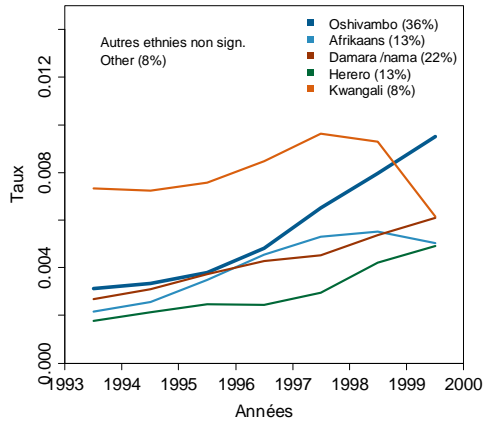
Mozambique - DHS 1997/2003



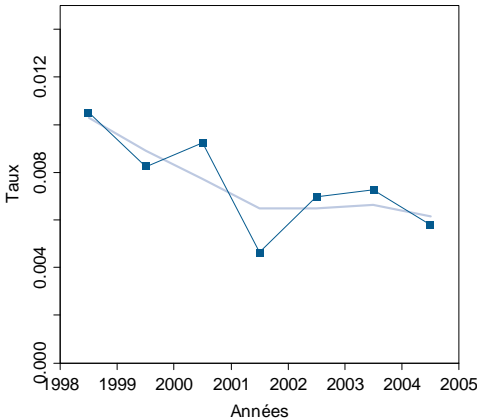
Namibie - DHS 1992/2000



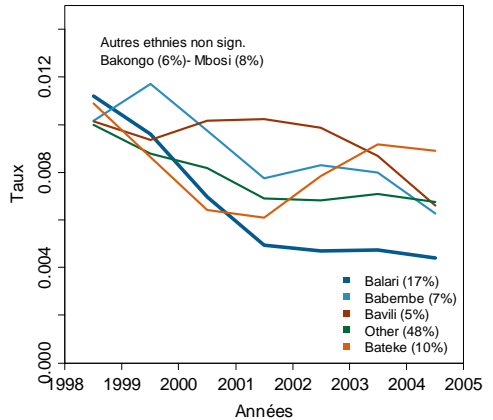
Namibie - DHS 2000



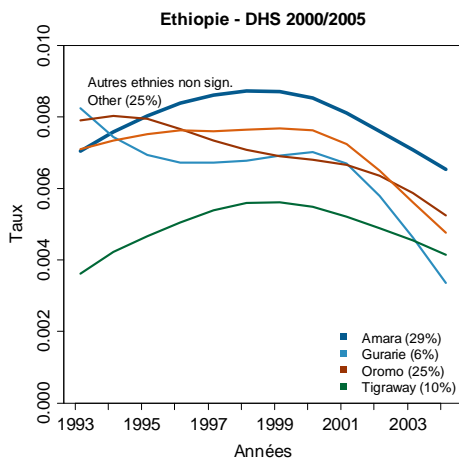
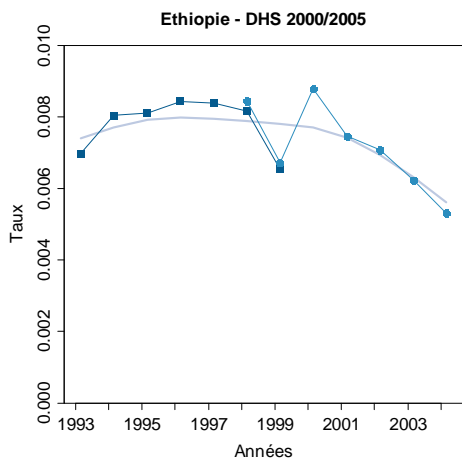
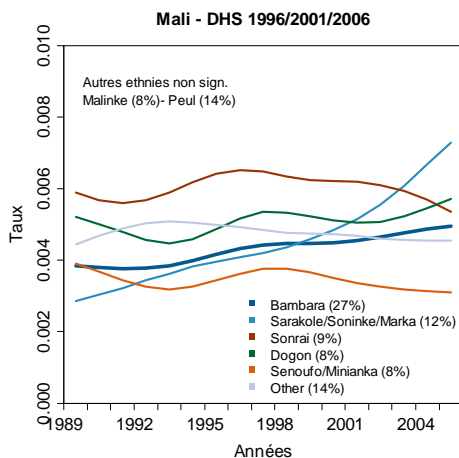
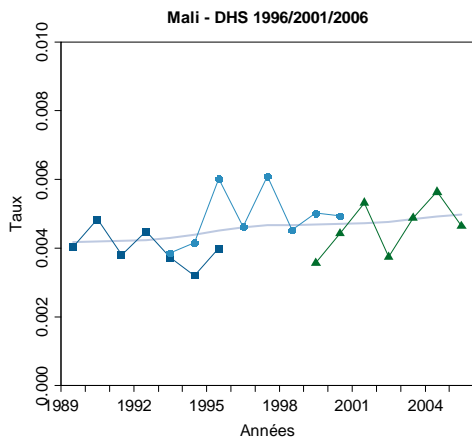
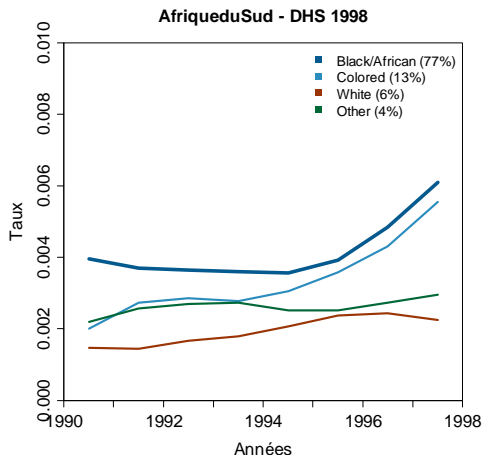
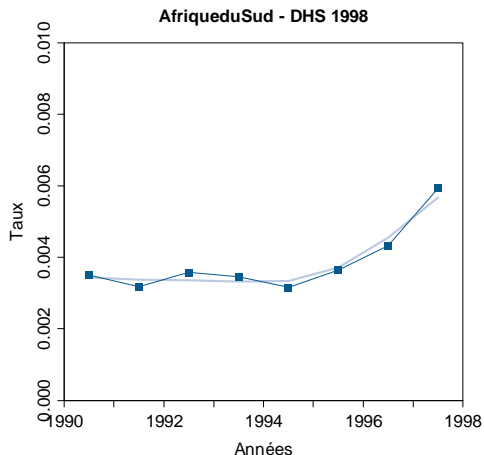
Congo - DHS 2005

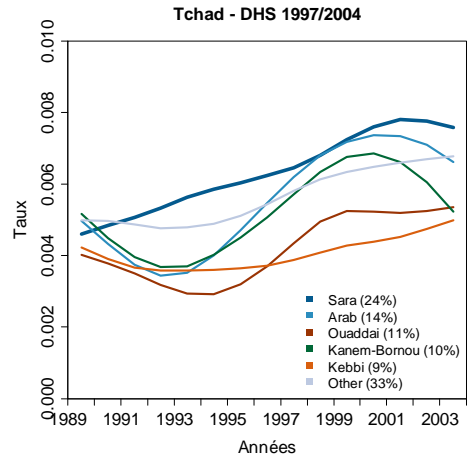
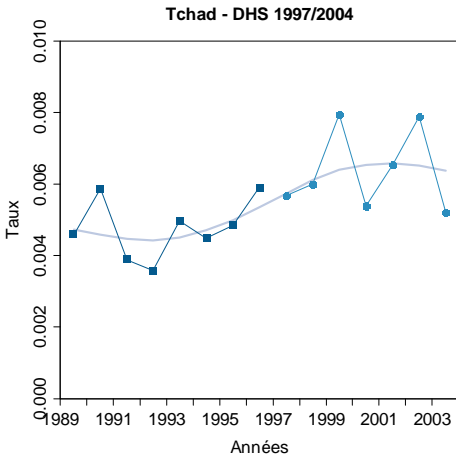
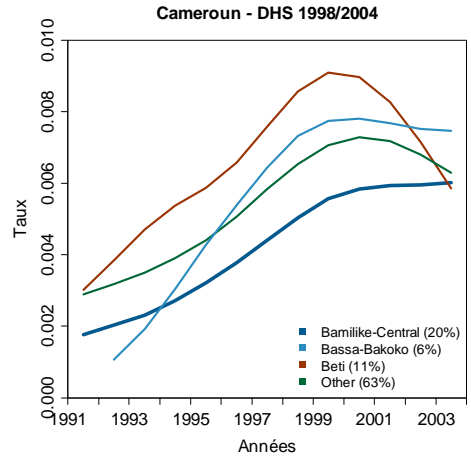
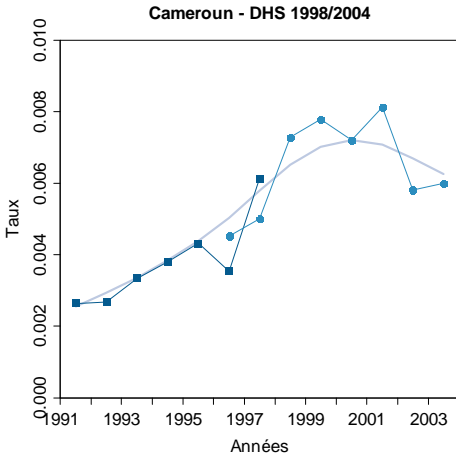


Congo - DHS 2005

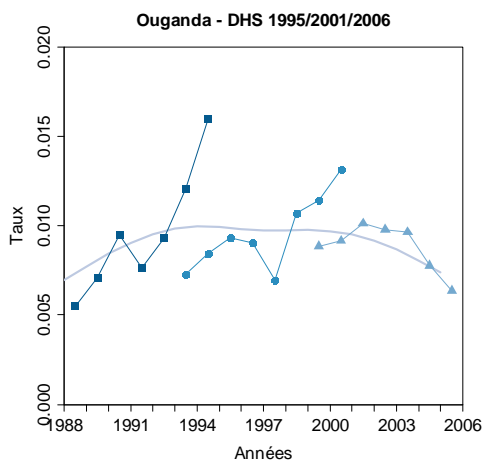
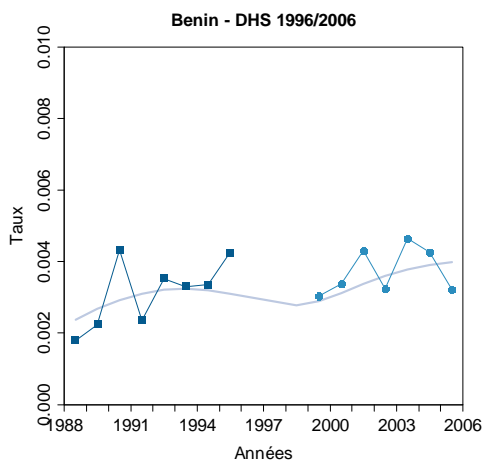
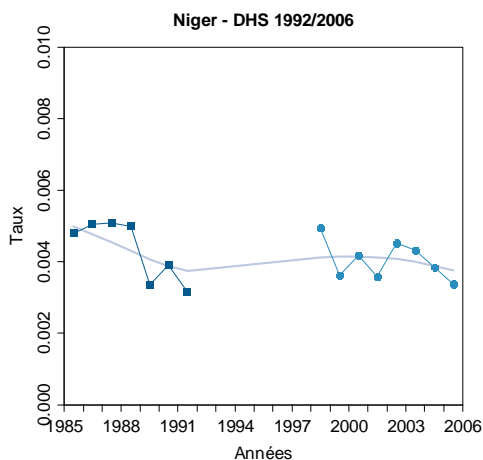
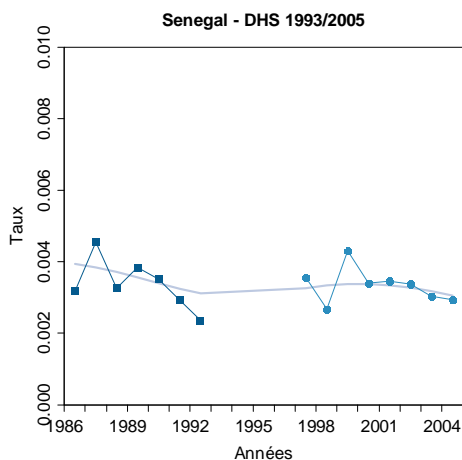


Pays à mortalité adulte modérée – Afrique du Sud, Mali, Éthiopie, Tchad, Cameroun





Dans l'ensemble, indépendamment des inégalités interethniques, cette analyse met également en évidence une certaine cohérence des tendances, lorsqu'il est possible de confronter différentes enquêtes successives pour un même pays. C'est toutefois moins clair lorsque les enquêtes sont séparées dans le temps, comme au Sénégal, au Niger ou au Bénin (voir ci-dessous). En Ouganda, les tendances sont par contre très erratiques, comme on l'observe sur le graphe ci-dessous, mais rares sont les pays qui présentent de telles incohérences (lorsque l'on élimine les années qui ne comptent pas suffisamment d'observations).



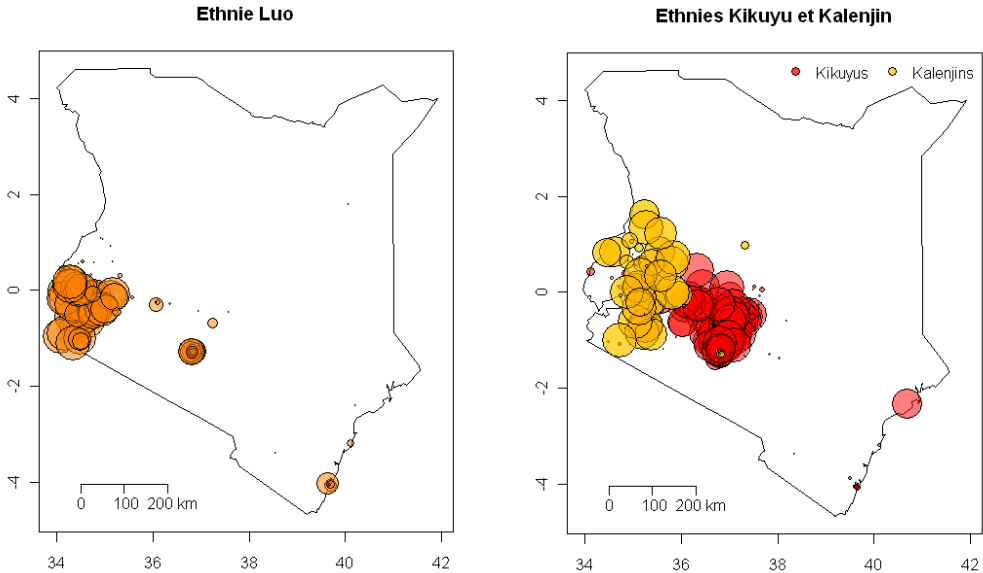
Cette analyse reste bien entendu très exploratoire. Ne fût-ce qu'en raison de l'inertie des programmes de collecte, il faudra encore attendre des années pour pouvoir prétendre documenter les inégalités ethniques avec précision. Mais cette analyse indique qu'on peut chercher à dégager des données d'enquête un peu plus que de niveaux de mortalité, afin d'amorcer une analyse des inégalités.

Prolongements

L'appartenance ethnique est bien entendu étroitement corrélée avec d'autres variables sociodémographiques, qui sont, elles, indisponibles. Le risque existe donc de confondre l'effet de l'appartenance ethnique avec l'effet d'autres variables non observées. Dans bien des cas, il nous faut notamment tenir compte du fait que l'appartenance ethnique est étroitement liée aux découpages régionaux. Au Kenya, par exemple, l'administration coloniale britannique a joué un grand rôle dans la définition d'ensembles ethniques qui recoupaient la géographie des populations. L'ethnie Luo, qui a connu une hausse spectaculaire de mortalité (une hausse apparaît de façon concordante dans les enquêtes de 1998 et de 2003), est par exemple très concentrée sur les bords du lac Victoria, là où la mortalité est relativement forte et la

prévalence du VIH relativement forte. Cela apparaît sur les deux cartes ci-dessous, qui utilisent les données GIS de l'enquête EDS de 2003 : la taille des ronds présentés sur ces cartes (les clusters de l'enquête) est chaque fois proportionnelle au pourcentage de chaque ethnie (calculé à partir des femmes de 15 à 49 ans) dans les différents clusters. On observe une distribution géographique très discriminée de ces trois ethnies kenyanes ; les inégalités géographiques se superposent donc aux inégalités ethniques sans que l'on puisse à ce stade les scinder les unes des autres.

Pour cela, une méthodologie (multi-niveaux) permettant de combiner des caractéristiques individuelles et des caractéristiques contextuelles doit donc être développée.



Tout comme on peut faire l'hypothèse que les caractéristiques des enquêtées reflètent les caractéristiques de leurs frères et sœurs, on peut tester l'hypothèse selon laquelle les variables contextuelles associées aux contextes dans lesquels vivent les enquêtes reflètent celles qui caractérisent les contextes dans lesquels vivent (ou ont vécu) leurs frères et sœurs.¹²

Une seconde raison plaide pour étendre le modèle au cadre multi-niveaux. Généralement, les données relatives à la survie des frères et sœurs sont exploitées sans tenir compte du fait qu'elles sont collectées dans le cadre familial. Or les données se réfèrent à des individus qui ont partagé les mêmes conditions de vie dans l'enfance et ne sont donc pas indépendantes. Dès lors, il est possible que les risques de décès ne soient pas distribués aléatoirement entre les familles mais qu'ils tendent à se concentrer au sein de certaines d'entre elles. Au-delà de la variation contextuelle imputable au niveau des districts, on peut donc s'attendre à trouver une variation au niveau des fratries. Le recours à des procédés statistiques classiques est alors invalidé par l'interdépendance des observations.¹³

¹² C'est une hypothèse forte mais l'analyse peut peut-être déjà mettre en évidence certaines disparités géographiques, en considérant les résultats obtenus comme des bornes inférieures de ceux qui pourraient être obtenus si les données étaient disponibles sur les frères et sœurs directement.

¹³ D'ailleurs, certaines fratries sont tout simplement répétées dans le fichier. Cette répétition des informations introduit une hétérogénéité non observée dont il nous faut tenir compte, surtout dans la perspective de mener des analyses différentielles, sans quoi les intervalles de confiance risquent d'être sous-estimés.

L'analyse exploratoire présentée ici doit donc encore être prolongée sur bien des points.

Conclusion

L'objectif de cette communication consistait à démontrer qu'il est possible d'amorcer une analyse des inégalités de mortalité aux âges adultes à partir des informations données par des frères et sœurs, en partant de l'appartenance ethnique. En effet, en l'absence d'informations *sur les personnes soumises au risque*, il reste possible de recourir aux informations disponibles *sur les individus interrogés*, en supposant que certaines caractéristiques sont partagées entre frères et sœurs.

Bien sûr, il serait préférable de disposer d'informations sur les frères et sœurs directement. Les questionnaires d'enquête devraient donc par exemple intégrer des questions sur l'appartenance ethnique des frères et sœurs, leurs lieux de résidence, leur niveau d'éducation, leur structure familiale, etc. Mais en l'absence de telles données, et afin de pouvoir dégager un maximum d'informations des nombreuses enquêtes déjà terminées, il peut être utile de mesurer la portée de cette hypothèse de travail. Nous avons montré ici qu'elle permettait de mettre en évidence de profondes inégalités ethniques de mortalité adulte.

En guise de conclusion, rappelons ce que J. Bazin faisait remarquer à propos des Bambaras ; « la question n'est pas de savoir ce qu'est ou n'est pas l'ethnie, mais si c'est un référent dont nous pouvons ou non nous passer ». En l'occurrence, en matière de santé des adultes, il semble qu'il s'agisse d'une variable qui mérite un examen plus attentif.

BIBLIOGRAPHIE

- AKOTO E. & D. TABUTIN, 1989. « Les inégalités socio-économiques et culturelles devant la mort », in Pison G., van de Walle, E. Sala-Diakanda M. (ed.), *Mortalité et santé en Afrique au sud du Sahara*, Paris : INED/PUF, pp. 35-63.
- AMSELLE et E. MBOKOLO (eds.). *Au cœur de l'ethnie : ethnies, tribalisme et État en Afrique*, Paris, La Découverte, 1985, 225 p.
- BASEN J. & MORADI A., 2005. « Inequality in sub-saharan Africa ; new data and new insights from anthropometric estimates », *World Development*, vol. 33, n°8, pp. 1233-1265.
- BASIN J., 1985. « À chacun son Bambara », dans Amselle et E. MBokolo (eds.), *Au cœur de l'ethnie : ethnies, tribalisme et État en Afrique*, Paris, La Découverte, 1985, 225 p.
- BICEGO G., 1997. « Estimating adult mortality rates in the context of the AIDS epidemic in sub-Saharan Africa : analysis of DHS sibling histories », *Health Transition Review*, 7, 2, pp. 7-22.
- BLACKER J. & al., 1987. « Mortality differentials in Kenya », International Union for the scientific study of population seminar on Mortality and society in Sub-Saharan Africa, Yaoundé.
- BROCKERHOFF M. & P. HEWETT, 2000. « Inequality of child mortality among ethnic groups in sub-Saharan Africa », *Bulletin of the World Health Organization*, 78, 1, pp. 30-41.
- CAMERON A. & TRIVEDI K., 1998. *Regression Analysis of Count Data*, Econometric Society Monograph, N° 30, Cambridge University Press, 432 p.
- EASTERLY W. & LEVINE R., 1997. « Africa's growth tragedy : policies and ethnic divisions », *The Quarterly Journal of Economics*, 112, 4, pp. 1203-1250.

- FEENEY G., 2001. « The impact of HIV/AIDS on adult mortality in Zimbabwe », *Population and Development Review*, 27, 4, pp. 771-780.
- GAKIDOU E., M. HOGAN & A. LOPEZ, 2004. « Adult mortality : time for a reappraisal », *International Journal of Epidemiology*, 33, 4, pp. 710-717.
- GAKIDOU E. & KING G., 2006. « Death by survey, Estimating adult mortality without selection bias », *Demography*, 43, 3, pp. 569-585.
- GRAHAM W., W. BRASS & R. SNOW, 1989. « Estimating maternal mortality : the sisterhood method », *Studies in Family Planning*, 20, 3, pp. 125-135.
- HECKMAN, N. et RAMSAY, J., 2000. « Penalized regression with model-based penalties », *Canadian Journal of Statistics*, 28, pp. 241-258.
- HILL A. & RANDALL S., 1984. « Différences géographiques et sociales dans la mortalité infantile et juvénile au Mali », *Population*, 39, 6, pp. 921-946.
- JAMISON et al. (eds.), 2006. *Disease and Mortality in Sub-Saharan Africa*, The World Bank, 385 p.
- ZIAD OBERMEYER Z., MURRAY C., GAKIDOU E., 2008. *Fifty years of violent war deaths from Vietnam to Bosnia : analysis of data from the world health survey programme*, *BMJ*, 336, pp. 1482-1486.
- RODRIGUEZ G. & CLELAND J., 1988. « Modeling marital fertility by age and duration : an empirical appraisal of the Page model », *Population Studies*, 42, 2, pp. 241-257.
- RUTENBERG, N. & SULLIVAN J., 1991. « Direct and indirect estimation of maternal mortality from the sisterhood Method », in *Proceedings of the DHS World Conference, August 5-7, 1991*, Vol. 3, IRD/Macro International, pp.1669-1695.
- SCHOUMAKER B., 2004. « Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques », *Population*, 59, 5, pp. 783-796.
- STANTON C., A. NOUREDDINE & K. HILL, 2000. « DHS Maternal Mortality Indicators : an assessment of data quality and implications for Data Use », *Studies in Family planning*, 31, 2, pp.111-123.
- TIMAEUS I., B. ZABA & M. ALI, 2001. « Estimation of adult mortality from data on adult siblings », in Zaba B. & J. Blacker (dir.), *Brass tacks : essays in medical demography*, Londres : Athlone Press, pp. 43-66
- TIMAEUS I. & JASSEH M., 2004. « Adult mortality in sub-saharan africa : evidence from demographic and health survey », *Demography*, 41, 4, pp. 757-772.
- TRUSSEL J. & RORIGUEZ G., 1990. « A note on the sisterhood estimator of maternal mortality », *Studies in Family Planning*, 21, 6, pp.344-346
- ZABA B. et DAVID P., 1996. « Fertility and the distribution of child mortality risk among women : an illustrative analysis », *Population studies*, 50, 2, pp. 263-278.