



HAL
open science

Analyse des statistiques imparfaites. Evolution démographique des pays francophones d'Afrique centrale (Cameroun, Congo, Gabon, République centrafricaine, Tchad)

Esäi Makoundou

► **To cite this version:**

Esäi Makoundou. Analyse des statistiques imparfaites. Evolution démographique des pays francophones d'Afrique centrale (Cameroun, Congo, Gabon, République centrafricaine, Tchad). domain_other. Université Montesquieu - Bordeaux IV, 2008. Français. NNT: . tel-00389502

HAL Id: tel-00389502

<https://theses.hal.science/tel-00389502>

Submitted on 28 May 2009

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

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

UNIVERSITE MONTESQUIEU-BORDEAUX IV

ECOLE DOCTORALE de SCIENCES ECONOMIQUES, GESTION ET DEMOGRAPHIE
(E.D. 42)

DOCTORAT en DEMOGRAPHIE

Esai MAKOUNDU

ANALYSE DES STATISTIQUES IMPARFAITES. EVOLUTION DEMOGRAPHIQUE DES PAYS FRANCOPHONES D'AFRIQUE CENTRALE (CAMEROUN, CONGO, GABON, RCA, TCHAD)

Thèse dirigée par Mme **Jeanine d'ARMAGNAC**, Maître de conférences
et Mr **Patrick FESTY**, Directeur de recherches

Soutenue le 16 juin 2008

Jury :

Mme Jeanine d'ARMAGNAC,
Maître de conférences, Université Montesquieu-Bordeaux IV, directrice de
thèse,

M. Christophe BERGOUIGNAN,
Professeur, Université Montesquieu-Bordeaux IV,

Mr André ETCHELECOU,
Professeur, Université de Pau et des Pays de l'Adour,
rapporteur,

M. Patrick FESTY,
Directeur de recherche, INED, co-directeur de thèse,

Mr Jacques VÉRON,
Directeur de recherche, INED,
rapporteur.

A mon épouse,

A mes parents,

A mes sœurs,

A mes frères.

REMERCIEMENTS

J'adresse mes remerciements les plus sincères à Mme d'Armagnac et Mr Festy pour avoir dirigé et co-dirigé cette thèse. Mme d'Armagnac m'a suivi tout au long de ce travail avec beaucoup d'attention et de disponibilité. Mr Festy n'a pas ménagé ses efforts pour m'aider à surmonter les difficultés d'ordre méthodologique auxquelles j'étais confronté.

Mes remerciements s'adressent également à Mme Blayo au double titre d'enseignante, qui m'a inculqué les fondamentaux de l'analyse démographique, et de directrice de l'IEDUB, l'institut qui m'a accueilli pour cette thèse. Lors d'un séjour d'étude au Congo-Brazzaville, bloqué sur place pour cause de conflit armé, mon retour en France a été facilité aussi par les interventions de Mesdames Blayo et d'Armagnac au consulat de France situé à Pointe-Noire au Congo.

Je remercie du fond du cœur Christophe Bergouignan pour son aide précieuse et ses suggestions concernant l'analyse de la mortalité par les EDS.

J'exprime ma gratitude à Messieurs André Etchelecou et Jacques Véron pour leur participation au jury de cette thèse comme rapporteurs.

Je tiens aussi à dire merci à Mme Gubry du CEPED pour son accueil et sa disponibilité lors de mes passages au centre de documentation dont elle a la responsabilité.

Que tous les collègues de l'IEDUB trouvent ici l'expression de ma gratitude pour avoir contribué, chacun à sa manière, à la concrétisation de ce travail, au travers des discussions, des échanges, etc.

Le soutien sans faille et l'affection de mon épouse, m'ont permis d'aller jusqu'au bout de ce projet de thèse. Je la remercie profondément, car sans elle je n'aurais pas trouvé les ressources morales pour tenir.

Timothée Kenguët, Denis Kissangou-Mabiala, Ludovic Nsimba et, particulièrement, Jean-Philippe Koutassila ont contribué à améliorer ce travail grâce à leur relecture du manuscrit, leurs conseils et leur aide de quelque autre nature. Je leur exprime ma profonde reconnaissance.

Il y a d'autres personnes qui m'ont aidé et qui mériteraient d'être remerciées, mais je ne peux pas les citer toutes faute de place, la liste serait très longue.

Enfin, je n'oublie pas tous ceux de mes compatriotes congolais qui ont pris en charge les frais de mes inscriptions universitaires lors de mon séjour prolongé involontairement au Congo-Brazzaville. Je leur exprime ma gratitude pour cet élan de solidarité qui restera à jamais gravé dans ma mémoire.

SOMMAIRE

Introduction.....	5
Première partie	
Analyse de la fécondité : l'analyse transversale favorisée par une collecte préjudiciable à l'analyse longitudinale ; des relations entre indices conjoncturels et longitudinaux difficiles sinon impossibles à établir.....	16
Chapitre 1 L'observation de la fécondité : une prise en compte du temps figée dans les sources traditionnelles, plus variée dans les EDS.....	18
Chapitre 2 L'estimation de la fécondité générale : une intensité peu probante, des tendances qui émergent grâce à l'approche transversale sans possibilité d'établir clairement le calendrier du phénomène.....	28
Deuxième partie	
Analyse de la mortalité : une mortalité infanto-juvénile assez bien connue, une mortalité adulte encore insuffisamment observée ; recours à la mortalité racontée par les proches pour faire une analyse cohérente.....	67
Chapitre 1 L'estimation directe de la mortalité : en attendant l'état civil les décès des enfants et des frères et sœurs des EDS représentent une alternative pour pallier les insuffisances des sources traditionnelles.....	70
Chapitre 2 L'estimation indirecte de la mortalité avec un double objectif : juger la qualité des données et faire face aux lacunes des événements des sources traditionnelles.....	105
Troisième partie	
Cohérence interne des phénomènes démographiques dans une population observée à différentes dates. Dynamique et modèles des populations.....	135
Chapitre 1 La contribution des modèles de populations malthusiennes à la connaissance des phénomènes démographiques.....	137
Chapitre 2 L'accumulation des connaissances sur le passé et les possibilités de se projeter dans l'avenir.....	174
Conclusion générale.....	182
Bibliographie.....	187
Annexes.....	195
Table des matières.....	367

INTRODUCTION

La connaissance démographique des pays du Tiers-Monde n'est pas des plus parfaites. Tout se passe comme si les outils de la démographie en tant que discipline scientifique sont incapables d'aider à la compréhension des phénomènes démographiques de ces pays. Est-ce un constat d'échec de la démographie ? Le jugement n'est pas aussi simple à émettre qu'il n'y paraît.

Tout d'abord, les phénomènes démographiques, indépendamment du lieu, de l'espace où ils se produisent ont une nature intrinsèquement complexe. En effet, un phénomène démographique pris isolément est la résultante de plusieurs autres phénomènes, tant de nature démographique que de nature non démographique (économique, sociale ou culturelle).

A partir de là, la démographie doit faire preuve d'une grande capacité à théoriser et avoir une méthodologie efficiente pour démêler l'interdépendance des phénomènes et mettre en lumière les causalités qui peuvent exister.

Le contenu de la démographie en termes de théories, de concepts est plus en accord avec la réalité des pays développés. En effet, les instruments et les outils de la science démographique s'inspirent beaucoup de la situation de ces pays. L'Europe a constitué une source d'inspiration des premières ébauches des théories de la population grâce, entre autres, aux travaux de Malthus, Smith et Ricardo. Les instruments de l'analyse démographique, telle que la table de mortalité, ont été forgés sur la base des observations faites en Europe (Henry, 1963). C'est également sur les données européennes, occidentales dans une large mesure, que la méthodologie de l'analyse démographique s'est affinée par une distinction claire entre l'approche transversale et longitudinale au lendemain de la seconde guerre mondiale.

L'application de l' « arsenal théorique » de la démographie aux pays du Tiers-Monde en général, aux pays d'Afrique subsaharienne en particulier se heurte à plusieurs difficultés. Par exemple, l'inadaptation des théories et concepts aux réalités sociales, économiques, aux comportements, aux cultures, etc. de ces pays. Cette situation est certes la plus difficile, mais il arrive que l'incapacité de la démographie résulte simplement de l'absence de conditions, sur un plan théorique et méthodologique, de son application. Si nous nous limitons à l'analyse démographique, branche de la démographie, c'est plutôt le deuxième cas de figure qui prévaut en Afrique subsaharienne et dans les autres pays qui s'y apparentent.

En dépit des spécificités sociales, économiques, culturelles et autres qui peuvent mettre en échec l'analyse démographique, l'application de cette dernière n'est pas impossible, à condition que les statistiques démographiques sur lesquelles elle s'appuie s'y prêtent. L'analyse démographique ne peut être dissociée de la collecte des données. La conception de celle-ci est fondée sur l'utilisation qui est faite des données recueillies pour les besoins de l'analyse.

L'analyse démographique est l'analyse des phénomènes démographiques. On entend par phénomène démographique tout phénomène dont les événements font entrer dans une population et font sortir de façon concomitante d'une autre population la (les) personne (s) qui les vit (vivent). On distingue les phénomènes démographiques au sens strict, c'est à dire la fécondité, la mortalité et les mouvements migratoires. Plus largement, on peut assimiler des phénomènes sociaux de nature différente à des phénomènes démographiques. Cette assimilation renvoie à la possibilité d'étudier ces phénomènes avec la méthodologie de l'analyse démographique. Deux questions guident la démarche de l'analyse dans les cohortes :

1/ - Quelle est la proportion de personnes qui vivent l'événement étudié, dans un groupe ayant vécu un même événement antérieur (fondateur de la cohorte) à la même date ?

Cette proportion est l'intensité du phénomène à l'état pur, ou encore en l'absence d'événements perturbateurs.

2/ - Comment se répartissent les durées écoulées depuis la formation de la cohorte jusqu'à la date de l'arrivée de l'événement étudié ? Cette répartition est le calendrier du phénomène à l'état pur également.

Dans la recherche des tendances lourdes, il faut chercher à connaître les causes de l'évolution de l'intensité et du calendrier des phénomènes démographiques. La dimension temporelle fonde donc l'analyse démographique.

Mais la finalité de l'analyse, en tant que branche de la science démographique, est la recherche causale et l'orientation de l'action politique. Dans une approche strictement démographique, l'analyse vise un autre but, celui d'étudier et de prévoir l'évolution des stocks de la population en fonction des flux qui les alimentent. Cela, en sachant que les phénomènes démographiques déterminent l'effectif et les structures des populations.

Les objectifs de l'analyse démographique sont atteints inégalement dans les pays développés et dans les pays sous développés. En effet, les premiers sont pourvus d'un appareil administratif bien équipé et rodé pour l'observation statistique grâce à laquelle l'analyse peut s'appliquer aisément. Les derniers en revanche ne disposent pas d'un tel appareil. Par conséquent le produit de la collecte faite dans ces pays est de mauvaise qualité. Les statistiques démographiques disponibles dans ces pays pâttissent d'un fort taux d'omission, de doubles comptes (au-delà des seuils généralement tolérés), de mauvaises déclarations, de la méconnaissance de leur âge pour nombre d'individus.

La mauvaise qualité des données s'explique partiellement par une faible interdépendance entre collecte et analyse. Elle s'explique également par le sous-développement socio - économique et le manque d'expérience en matière de collecte.

Toujours est-il qu'il n'existe pas de statistiques parfaites dans l'absolu. Toute statistique est perfectible. Même dans les pays à statistiques réputées bonnes, des méthodes sont sans cesse mises en œuvre pour améliorer la qualité des données. On procède par la confrontation des sources de données à une source considérée comme meilleure. Cela permet de hiérarchiser les sources de données et d'apporter des corrections aux sources défectueuses.

Il n'en est pas de même des pays sous développés. Pour eux, l'analyse des statistiques imparfaites a pour finalité première l'estimation des indices démographiques par l'utilisation des méthodes de substitution, là où l'analyse classique est muette. Cela implique des conséquences négatives, surtout en ce qui concerne la fiabilité des indices.

Dans le même temps, et c'est là le paradoxe des pays sous développés, leur situation démographique est jugée alarmante par l'opinion internationale et certaines opinions nationales. Ce jugement se fonde sur une connaissance approximative des aspects quantitatifs de leur population. Cependant, il ne faut pas voir dans cette façon d'apprécier la situation démographique l'expression d'un fantasme, car nier la réalité est tout aussi inconcevable. C'est la raison pour laquelle l'activité scientifique en démographie doit être à la hauteur des enjeux et des défis à relever.

Plusieurs instruments de collecte des données démographiques existent. Le recensement (qui n'est autre qu'une enquête exhaustive), l'enquête par sondage, les registres de population, l'état civil, le laboratoire de population (Tabutin, 1996). L'observation se fait selon trois modes principaux : observation continue, observation rétrospective et observation

instantanée. Seuls les deux derniers modes sont pratiqués dans l'observation démographique des pays étudiés, par l'intermédiaire du recensement et de l'enquête. L'état civil existe mais est encore non exploitable à des fins d'analyse démographique. Il le restera encore pour longtemps, car son implantation requiert beaucoup de temps. Les pays développés ont mis plusieurs siècles avant de voir un bon fonctionnement de l'état civil.

Tous les phénomènes démographiques ne sont pas logés à la même enseigne. La fécondité bénéficie d'une place de choix dans la collecte. Elle est, en outre, le phénomène démographique le plus étudié de la population des pays du Tiers - Monde en général, d'Afrique noire en particulier, à cause semble-t-il, de son statut de variable privilégiée dans les politiques de population. Les autres phénomènes bénéficient d'une moindre attention, du fait de leur nature intrinsèque. C'est le cas de la mortalité qui convient mieux à une collecte administrative qu'à une collecte par interview, le propre du phénomène étant d'extraire la population à l'observation ; il en va un peu de même de l'émigration. Peut aussi s'ajouter une certaine complexité à observer certains phénomènes à cause de l'inadaptation de l'outil de collecte. D'où l'idée qu'il y a comme une spécialisation au niveau des sources, à l'instar de la division du travail. Ainsi, le recensement est-il indiqué pour la collecte des données d'état, alors que l'état civil est spécialisé dans la collecte des données du mouvement. Faire jouer au recensement une fonction qui n'est pas la sienne conduit au constat d'impuissance que nous sommes en train de faire.

A l'intérieur de chaque phénomène démographique, certains aspects, plus abordables que d'autres, sont plus étudiés. L'étude de la fécondité ou de la mortalité, par exemple, fait la part belle à la fécondité générale ou la mortalité générale, c'est à dire toutes causes confondues. Il est vrai que les distributions des événements et des populations selon certains caractères sont disponibles. En revanche, leur exploitation ne dépasse pas le cadre des mesures de démographie différentielle. Or, dans le contexte de transition démographique dans lequel se trouve nombre de pays du Tiers - Monde, qui se traduit par une transformation globale de la société, il est impérieux de passer à des mesures dans des sous populations. Il faut en plus privilégier des mesures dans des cohortes qui ont l'avantage de prendre suffisamment de recul. De la sorte, on se fait une idée précise de l'action du temps sur les phénomènes démographiques étudiés.

Le constat qui précède est fondé sur l'évolution de l'observation démographique en Afrique subsaharienne (François, 1994). Face à la pénurie plus ou moins généralisée des statistiques, d'importants efforts sont fournis depuis les années 1950, particulièrement dans la mise en place d'un appareil d'observation des faits démographiques. Ces efforts ont permis l'organisation de nombre d'opérations de collecte. Grâce à la contribution massive de la communauté internationale par l'intermédiaire des organismes des Nations Unies qui s'occupent de la population, le recensement se généralise, bien que les résultats soient encore en deçà des attentes pour les besoins de l'analyse démographique.

L'enquête par sondage se maintient grâce à l'organisation des Enquêtes mondiales de fécondité (EMF) ou World Fertility Survey (WFS) et des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) ou Demographic Health Survey (DHS). En effet, c'est l'enquête par sondage qui a marqué l'entrée de l'Afrique noire francophone dans l'ère statistique dans les années 50. Dans les pays développés l'enquête par sondage est utilisée comme complément d'information aux sources traditionnelles (recensement et état civil). Les pays sous développés l'utilisent pour combler le manque de données. Il peut arriver que l'enquête soit préférée au recensement pour des raisons de coût. Sur le plan de l'analyse ces deux sources sont plutôt complémentaires.

Malgré la difficile gestation d'un système d'observation, à la hauteur des défis à relever, dans les pays qui en sont dépourvus (comme ceux d'Afrique au sud du Sahara), les données disponibles peuvent déjà faire l'objet d'études démographiques. La tentation de se résigner est grande, tant subsiste la difficulté de disposer des données aptes à soutenir une analyse approfondie. Quoi qu'il en soit, il y a comme une urgence se traduisant par la nécessité de comprendre l'évolution démographique de ces pays. Cet argument est justifié par le contexte de transition de ces derniers, sans compter que les pays du Tiers-Monde ont un poids non négligeable dans la démographie mondiale. D'où la nécessité de produire un savoir scientifique en vue de percer les « mystères » qui voilent encore des pans entiers de la connaissance des populations de ces pays, essentiellement sur le plan quantitatif.

Cette préoccupation en termes de connaissance de la population peut être replacée dans une perspective méthodologique afin de clarifier le (ou les) objectif (s) d'une étude démographique. Notre objectif est de réfléchir sur l'utilisation des statistiques démographiques imparfaites issues de cinq pays francophones d'Afrique centrale : Cameroun, Congo-Brazzaville, Gabon, République centrafricaine, Tchad, afin de parvenir à l'estimation des indicateurs permettant une connaissance crédible de la population. Pour ce faire, nous allons appliquer les principes de l'analyse démographique sur ces statistiques afin d'optimiser leur utilisation. L'étude de l'évolution démographique est le moyen dont nous nous servons pour atteindre notre objectif. Ce dernier trouve sa justification dans la capacité qu'offre l'analyse démographique de révéler les forces et les faiblesses des données de la collecte.

L'utilisation des statistiques imparfaites en analyse démographique et l'illustration par l'étude de l'évolution démographique dans l'espace et le temps ne va pas sans soulever certaines questions. Sans prétendre à l'exhaustivité, voici le questionnement, résumé en cinq points, qui peut nous aider à atteindre notre objectif.

- 1) Est-ce que des données dont la collecte n'était pas initialement conçue pour répondre aux questions fondamentales de l'analyse démographique sont susceptibles de fournir des indicateurs fiables, c'est-à-dire en accord à la fois avec les exigences méthodologiques et la réalité observée ?
- 2) Le recours à des méthodes de substitution comble-t-il efficacement les insuffisances des données ?
- 3) S'agissant des phénomènes démographiques, les données disponibles fournissent-elles la matière de leur étude individualisée, de manière à montrer ensuite la cohérence existant entre eux ?
- 4) Peut-on se servir de l'étude de l'évolution des phénomènes démographiques comme moyen d'atteindre notre objectif, alors que la collecte n'intègre que peu ou prou la dimension temporelle du déroulement des phénomènes ?
- 5) Concilier collecte et analyse suffit-il à surmonter les obstacles méthodologiques liés à l'utilisation des statistiques imparfaites en analyse démographique ?

Pour répondre à ces questions nous avons mis en oeuvre une démarche basée sur les deux hypothèses de travail suivantes :

- 1) Pour prétendre appliquer la démarche de l'analyse démographique aux statistiques des pays retenus, il est nécessaire que la collecte soit conçue dans ce but. Ce n'est pas le cas dans la réalité, mais nous admettons que la collecte des données disponibles pour ces pays a pour finalité l'utilisation de son produit en analyse démographique. Les

défauts des données incomberaient avant tout à une prise en compte insuffisante et quelque peu maladroite des principes de l'analyse démographique.

- 2) Compte tenu que l'observation privilégie l'approche transversale, on suppose donc que celle-ci suffirait pour apprécier la pertinence des données disponibles dans le but d'atteindre les objectifs de l'analyse démographique.

Nous avons choisi de porter notre étude sur les pays francophones d'Afrique centrale suivants: Cameroun, Congo, Gabon, RCA, Tchad. Au début de notre réflexion, nous avions l'intention de nous limiter au Congo, mais la pauvreté des données de ce dernier nous en a dissuadé et nous a conduit à étendre le travail à quatre autres pays francophones de la sous région. Cela donne beaucoup plus de possibilités et de liberté dans le choix des statistiques démographiques nécessaires à l'illustration de nos propos.

Le choix de ces pays est justifié par le fait qu'ils ont en commun l'histoire coloniale. En effet, le Congo, le Gabon, la RCA et le Tchad avaient été colonisés par la France. Le Cameroun avait d'abord été colonisé par l'Allemagne, ensuite, simultanément par la France et la Grande Bretagne. Chacune des deux dernières puissances coloniales avait occupé une partie du territoire. Avoir vécu la même histoire coloniale n'est pas neutre sur le plan de l'organisation administrative et donc de la collecte.

Sur le plan démographique, ces pays présentent des similitudes qui plaident en faveur d'une démarche pouvant les inclure tous. Ces pays se situent à la même phase de la transition démographique : la phase de la baisse de la mortalité, avec une fécondité encore élevée. Et, pour des raisons qui tiennent certainement aux coutumes, aux comportements et aux conditions géographiques et environnementales, ces pays sont localisés dans une sorte de ceinture d'hypofécondité (Tichit, 2004). En l'absence de celle-ci, la fécondité aurait, sans doute, atteint des niveaux très au dessus de ceux qu'on y a observés jusqu'à maintenant.

Il n'en demeure pas moins que chaque pays garde des particularités qui le différencient profondément de l'autre. Une comparaison rigoureuse est rendue difficile par certaines caractéristiques, et non des moindres, des données qui sont propres à chaque pays. Par exemple, les périodes de collecte coïncident rarement. Dans certains cas, les opérations de collecte n'ont pas la même couverture selon le pays. Les concepts utilisés lors des recensements ou des enquêtes (à l'exception des EDS), varient selon les périodes et/ou les pays. Bref, il est difficile dans ces conditions d'établir de bonnes bases de comparaisons

Au lieu d'étudier un phénomène en ne s'inspirant que des données d'un seul pays, nous pourrions utiliser indifféremment les données de plusieurs pays, selon leur disponibilité. La priorité est accordée à la méthodologie. Par rapport à l'objectif de ce travail, nous devons parvenir à produire les éléments nécessaires à la confrontation des données et les principes de l'analyse démographique par la lecture de l'évolution démographique de ces pays.

Tous les pays à l'exception du Tchad ont déjà organisé deux recensements généraux de la population et de l'habitat (RGPH) ou plus. Le Cameroun a organisé ses deux premiers recensements en 1976 et 1987, un troisième dont les résultats n'ont pas encore été publiés a eu lieu en 2003. Au Congo - Brazzaville, les recensements ont eu lieu en 1974 et en 1984, un troisième fut organisé en 1996, mais ses résultats ont été invalidés par l'Etat congolais. La situation du Gabon est particulière, puisque le premier recensement couplé d'une enquête par sondage a lieu en 1960-1961, suivront trois autres recensements en 1969-1970, 1993 et 2003. Celui de 1969-1970 n'a pas été validé par les autorités, alors que les résultats de l'opération de 2003 ne sont toujours pas publiés. Les deux RGPH de la RCA, dont les données sont publiées, remontent à 1975 et 1988. Tout comme le Cameroun et le Gabon, la RCA a organisé

un troisième RGPH en 2003 subissant le même sort. Des cinq pays, seul le Tchad a expérimenté le plus tardivement le recensement, car son premier RGPH n'a eu lieu qu'en 1993. Comme on peut en juger, toutes les années de recensement sont différentes. En plus de la date de collecte, l'examen du contenu de chaque recensement met en évidence d'autres différences qui incitent à faire des comparaisons avec le maximum de précautions.

Si nous regardons du côté des enquêtes par sondage, qu'elles soient classiques ou qu'elles renvoient aux EMF ou EDS, on s'aperçoit que toute comparaison entre pays, y compris pour un même pays (à travers le temps), demeure hasardeuse¹. Ces réserves ne nous empêchent pas de faire des comparaisons internes, voire internationales, en ne perdant pas de vue les incertitudes qui peuvent exister. Le nombre des opérations de collecte augmente, car aux enquêtes classiques que nous utiliserons dans ce travail s'ajoutent les EDS. Toutes les enquêtes classiques remontent à la décennie 60 : Congo (1960-1961), Gabon (1960-1961), RCA (1959-1960) et Tchad (1964). Exceptée l'EMF du Cameroun organisée en 1978, les EDS sont initiées dans les années 90 et se poursuivent encore : Cameroun (1991, 1998 et 2004), Congo (2005), Gabon (2000), RCA (1994-1995), Tchad (1996-1997 et 2004).

Notre démarche va consister en l'étude des phénomènes démographiques, que sont la fécondité et la mortalité, dont les données sont disponibles. Après, nous aborderons l'étude de la dynamique de la population. Cette dernière, tout en s'expliquant par une nécessité d'ordre méthodologique, met en évidence la cohérence entre les phénomènes démographiques, c'est à dire la façon dont s'associent la mortalité et la fécondité pour obtenir les effectifs observés. La finalité est de parvenir à l'estimation des indices démographiques concernant la mortalité et de les comparer aux indices obtenus par d'autres moyens. La dynamique est également le cadre approprié pour envisager l'évolution future de la population. Dans le contexte qui est le nôtre, cette cohérence ne sera pas parfaite car les mouvements migratoires, le troisième phénomène démographique, ne sera pas étudié faute de données. Cependant, il en sera fait mention ici et là pour apporter quelques éclairages dans l'analyse de la fécondité et de la mortalité, ou même dans celle de la dynamique de la population.

L'analyse des phénomènes se ramène à l'exploitation des données disponibles. Nous allons commencer par l'analyse de la fécondité. Nous insisterons sur la méthodologie, notamment, en prenant le soin de spécifier clairement les hypothèses et les conditions de validité des indices à calculer. Il sera fait appel à l'analyse classique dans la mesure du possible. Là où l'analyse classique est défailante, nous utiliserons les méthodes de substitution pour suppléer au silence de l'analyse classique, mais nous le ferons sous forme critique. En effet, la critique nous semble indispensable car certaines méthodes de substitution présentent des failles qui les rendent obsolètes pour l'observation et l'analyse. Cette critique est d'autant plus nécessaire que certaines méthodes de substitution continuent d'influencer la collecte, alors même que les données recueillies pour leur application, n'améliorent pas davantage la compréhension des phénomènes démographiques. Dans certains cas, la collecte ne permet pas de réunir tous les éléments utiles à l'application de ces méthodes de substitution.

Compte tenu des données disponibles, notre marge de manœuvre est réduite s'agissant de l'étude des phénomènes démographiques. Par conséquent, c'est la fécondité générale selon l'approche transversale qui sera privilégiée. L'examen des données disponibles atteste que la préférence est accordée à l'analyse transversale, donc aux données qui s'y rapportent. La majorité des opérations de collecte s'attachent à réunir les éléments de calcul des taux de

¹ Précisons que les EDS visent, entre autres, la comparabilité internationale des données, tout au moins pour les pays ayant des caractéristiques communes. Les questionnaires qui sont soumis à ces pays tendent vers une uniformité totale.

fécondité du moment par âge. Les descendance partielles ou finales, qui relèvent de l'analyse longitudinale, ne sont pas observées avec le même souci de détail.

Malgré la difficulté de mener une analyse longitudinale, nous avons abordé les relations entre les indices transversaux et longitudinaux. Pour ce faire, nous avons estimé les descendance partielles et finales, qui nous ont servi en plus à l'application de la méthode de Brass (Brass et al., 1968) ou méthode *P/F*. Celle-ci est basée sur la comparaison de la fécondité du moment et des descendance partielles et finales. Elle est plus une méthode de correction du nombre moyen d'enfants par femme, censée sous-estimer la fécondité estimée par les taux de fécondité actuelle. Elle n'est pas d'un grand secours sur le plan analytique. Cette méthode, très prisée dans les années 80, continue d'influencer la collecte des données sur la fécondité.

N'ayant que la vocation de corriger des données mal déclarées, les contraintes de la méthode de Brass interdisent toute approche dynamique. En effet, son application impose de considérer que la fécondité est constante à travers le temps. En outre, elle ne corrige que les déclarations de naissances, non celles des effectifs distribués selon l'âge.

Compte tenu du rôle fondamental que la fécondité joue dans les changements sociaux et dans les politiques de population, en Afrique noire, la collecte de données sur la fécondité mériterait d'être améliorées. L'orientation des EDS tient compte de ce souci d'amélioration de la collecte. Leurs données prennent mieux en compte le temps dans l'analyse de la fécondité, même si elles sont plus axées sur l'approche transversale. Il est possible avec ces données d'amorcer une analyse longitudinale, ne serait-ce que sommaire.

Cependant, la prise en compte du temps dans l'analyse, donc l'évolution de la fécondité, doit être appréciée avec délicatesse. En effet, les défauts des données sont censés s'atténuer avec le temps, car l'amélioration de la collecte se répercute sur le niveau des indices. A savoir qu'une amélioration des indices peut être interprétée soit comme la conséquence d'une bonne collecte, soit comme le signe d'un changement au niveau des comportements. Comme les autres sources, les EDS privilégient la fécondité générale.

Etant donné qu'il y aurait une amorce de baisse de fécondité dans certains pays étudiés (notamment au Cameroun), nous avons essayé de reconstituer la fécondité passée sur la base des données de recensement (Courbage, Charmes, 1987). Notre objectif, en procédant de la sorte, est de tenter de mettre en évidence une réelle baisse de la fécondité à travers le temps, notamment dans les générations et non simplement conjoncturelle.

La mortalité est le deuxième phénomène que nous étudierons, tant son évolution au gré des luttes contre les épidémies a dopé la dynamique de la population des pays étudiés. Cela est moins vrai aujourd'hui, car le contexte est difficile notamment avec la pandémie du syndrome de l'immunodéficience acquise (SIDA). Précisons tout de suite que cette pandémie sort de l'objet de ce travail.

Revenons aux préoccupations plus analytiques pour dire que la mortalité a un statut particulier en analyse. En tant que phénomène perturbateur il empêche d'observer, mais il parasite aussi les indices des autres phénomènes. Il mérite de ce fait d'être bien connu. De plus, l'étude de la mortalité des pays d'Afrique centrale est intéressante pour elle-même. C'est un phénomène dont on est convaincu de sa situation défavorable, relativement à ce qui se passe dans les autres parties du monde, mais sa connaissance est encore mauvaise. La mortalité est réduite à la portion congrue dans la collecte.

Dès les premières opérations de collecte organisées dans les pays que nous étudions, la mortalité infantile (et juvénile) est la seule composante du phénomène qui intéresse le plus les organisateurs et les décideurs. Les données des enquêtes des années 60 permettent de calculer, sous certaines contraintes, le taux de mortalité infantile. Par la suite, avec les autres opérations cela n'est plus possible. Les décès des douze derniers mois avant la collecte pouvaient servir au calcul des taux de mortalité par âge et du taux global de mortalité. Mais les opérations de collecte depuis les années 70 ne procurent pas des statistiques de mortalité dignes de foi, si bien que les données d'observation ne permettent même pas de construire une table de mortalité, donc d'estimer l'espérance de vie. Nous n'avons pas pour autant baissé les bras. Partant de l'hypothèse de stationnarité de la population, les taux de mortalité obtenus grâce aux décès des douze derniers mois avant la collecte sont transformés en quotients. Excepté un pays (Cameroun) dont le résultat semble convenable, les résultats des autres pays sous-estiment la mortalité.

Dans le souci d'exploiter toutes les données disponibles et face à l'impasse causée par l'observation directe de la mortalité, on a recouru à l'estimation indirecte et aux tables types. L'estimation indirecte, rendue possible par les données sur la survie des enfants et des parents, vise l'élaboration des tables de mortalité. Mais, encore une fois, la collecte ne fournit pas dans sa totalité le matériau nécessaire à leur construction. C'est une méthode de substitution basée sur la probabilité de survie des parents entre la naissance des enfants et la date de collecte. La probabilité de survie des parents entre l'âge moyen des parents à la naissance de leurs enfants et l'âge au moment de la collecte est la proportion des enfants dont les parents (mère seule, père seule ou les deux) sont encore en vie. Mais les données sont incomplètes car elles ne permettent pas l'estimation de l'âge moyen des parents à la naissance de leurs enfants. On peut allonger la liste des critiques, tout au moins pour les sources traditionnelles, comme nous le verrons plus loin. La survie des enfants et des frères et sœurs livrée par les EDS est relativement plus riche, car elle permet de construire directement des tables de mortalité, qui n'en sont pas pour autant complètes.

L'utilisation des tables types débouche sur des tables de mortalité qui peuvent suppléer à l'absence ou à la non complétude de données. Il existe une variété de tables types. Les tables de l'ONU, de l'OCDE et de Coale et Demeny sont les plus usitées. Il est possible de trouver une série de tables qui se rapprochent du réel des pays d'Afrique centrale. Mais, ces tables ne constituent pas la panacée.

En dépit des postulats théoriques valables ayant présidé à l'élaboration d'une variété des schémas types de mortalité, leur simple application aux pays étudiés n'avance pas à grand-chose. Dans l'utilisation que nous allons en faire, il s'agit de les mettre à contribution pour établir des tables de mortalité en partant des données sur la mortalité infantile et juvénile d'une part, et la mortalité des adultes d'autre part. Les tables-types servent aussi à évaluer les tables de mortalité observées.

L'analyse de la mortalité prouve qu'il est difficile de se passer de l'état civil pour l'observation d'un tel phénomène.

Nous arrivons enfin à l'étude de la dynamique des populations qui est une autre possibilité de comprendre les changements démographiques en l'absence de données satisfaisantes. Cette autre façon est concrétisée par l'utilisation des modèles de population. Le recours à la modélisation implique nécessairement la simplification de la réalité. Mais elle donne la possibilité d'estimer des indices manquants et d'avoir une vue globale de l'évolution de la situation démographique, grâce aux propriétés des modèles. Les modèles de population peuvent également aider à faire des projections.

Nous avons remis au goût du jour les modèles de populations semi-stables dont l'application fut vulgarisée par Jean Bourgeois-Pichat. Grâce à leurs propriétés, les modèles de population permettent d'estimer des indicateurs comme les probabilités de survie moyennant certaines hypothèses. L'intérêt de ces modèles réside dans le fait qu'il faut juste quelques ingrédients pour arriver à des résultats assez significatifs. La seule contrainte de taille est un bon enregistrement des effectifs, mais aussi des événements comme les décès. Ces modèles jouent en outre un rôle multiple, à savoir qu'ils permettent de déceler l'effet déformateur des mouvements migratoires. Ce qui veut dire que même en l'absence de données sur les mouvements migratoires, on peut évaluer leur ampleur et en tenir compte dans l'interprétation des résultats. Un autre rôle qui est évident est celui de tester l'hypothèse de stabilité. Dans l'étude de la fécondité, nous avons dit que la méthode de Brass était basée sur la stabilité de la fécondité. Nous verrons que certains pays (Cameroun, Gabon) ne remplissent plus cette condition depuis longtemps.

Pour avoir une présentation cohérente et rigoureuse, nous aurions dû étudier le troisième phénomène démographique : les mouvements migratoires. Certaines contraintes que nous allons maintenant préciser nous ont empêché de le faire. En effet, c'est un phénomène aussi important en analyse démographique que les deux autres, mais son faible intérêt sur le plan administratif le condamne. Les questions portant sur les mouvements migratoires ne manquent pas dans la collecte par les sources traditionnelles, mais elles sont orientées vers l'étude des migrations internes. On peut penser qu'à la vue des questions sur le lieu de naissance, la date d'installation dans le lieu de résidence à la date de la collecte, la nationalité, dont les données sont disponibles, il est possible d'amorcer une étude sérieuse des mouvements migratoires. Force est de constater que ces données ne permettent pas de répondre aux questions fondamentales de l'analyse démographique. Pis, elles ne permettent pas de bien matérialiser l'effet perturbateur des mouvements migratoires sur la mortalité et la fécondité.

Avant de présenter le plan qui sera suivi, faisons un point sur les statistiques qui seront utilisées. Pour l'essentiel, elles sont issues des rapports publiés après les opérations de collecte. Les données des EDS sur la survie des enfants et des frères et sœurs sont extraites des bases de données mises gratuitement à la disposition du public à des fins de recherches sur le site Internet de l'organisme qui pilote ces enquêtes.

Notre travail va s'articuler autour de trois parties. Chaque partie est abordée avec le souci constant de combiner analyse classique et méthodes de substitution.

L'étude de la fécondité, qui fera l'objet de la première partie, est divisée en deux chapitres. Le premier chapitre est consacré à l'observation de la fécondité. Cette étape est l'occasion de présenter les données que nous allons utiliser. Après avoir rappelé le contenu des opérations de collecte en matière de fécondité, nous définirons les événements et les populations afin de donner un sens aux indices estimés dans le deuxième chapitre. Celui-ci portera sur l'estimation des indices de fécondité en transversal d'abord. L'approche transversale est très présente dans l'observation de la fécondité des pays étudiés. Il est de ce fait opportun de passer en revue les possibilités que nous offrent les données disponibles. L'approche longitudinale est utilisée ensuite pour essayer de mettre en lumière les relations entre indices transversaux et longitudinaux.

La deuxième partie, divisée également en deux chapitres, est consacrée à l'étude de la mortalité. Le premier chapitre s'applique à l'estimation directe de la mortalité. Après un bref rappel des aspects méthodologiques de l'étude de la mortalité, la suite est consacrée à l'estimation proprement dite, dans une perspective comparative des sources, en scrutant l'évolution de la mortalité. Le deuxième chapitre porte sur l'estimation indirecte, dans une

démarche visant à juger la qualité des données et à surmonter les lacunes des événements fournis par les sources traditionnelles.

Enfin, dans la troisième partie, nous étudierons la dynamique des populations par une approche mathématique de l'étude des populations. Elle est basée sur l'utilisation des modèles de population et permet de ce fait de contourner l'impossibilité d'estimer des indices capables de donner une vue globale de la situation démographique avec la démarche classique. Les deux chapitres que comprend cette partie traitent de l'utilisation des modèles de populations malthusiennes en vue de connaître les phénomènes démographiques (notamment la mortalité et les phénomènes migratoires) et la possibilité d'utiliser les connaissances passées pour se projeter dans l'avenir. Dans le premier, il est fait une présentation de ces modèles de population, dans la suite un modèle particulier, le modèle de population semi-stable, est utilisé pour étudier la mortalité. Le deuxième chapitre est consacré à l'examen des possibilités que nous offrent les connaissances passées et présentes pour faire des projections en termes quantitatifs, mais aussi en termes de collecte des données.

PREMIERE PARTIE

ANALYSE DE LA FECONDITE : L'ANALYSE TRANSVERSALE FAVORISEE PAR UNE COLLECTE PREJUDICIALE A L'ANALYSE LONGITUDINALE ; DES RELATIONS ENTRE INDICES CONJONCTURELS ET LONGITUDINAUX DIFFICILES SINON IMPOSSIBLES A ETABLIR.

La fécondité et l'immigration, sont les phénomènes qui alimentent l'effectif de la population d'un espace (ou d'un territoire), par les naissances, l'arrivée d'étrangers et le retour des autochtones dans le territoire national. Des deux phénomènes, le premier fait l'objet de beaucoup plus d'attention de la part des spécialistes en matière de population et des acteurs politiques. En effet, la fécondité est un phénomène qui a une grande influence sur la dynamique des populations. Elle est de ce fait une variable sur laquelle on peut agir en vue de la connaissance et de la maîtrise de la croissance démographiques. La maîtrise de la croissance démographique implique une politique de population. Or le préalable à toute politique est la connaissance du domaine sur lequel on la fait porter. La connaissance d'un phénomène implique le passage par différentes étapes qui vont de la définition du phénomène, à l'estimation des indices, en passant par l'identification d'autres phénomènes et des facteurs qui déterminent son apparition. Enfin, il faut étudier la causalité entre les différents facteurs en vue de comprendre la manière dont ceux-ci s'enchevêtrent dans les générations et/ou au cours des périodes.

Après avoir posé les bases de l'étude du phénomène, la première étape est d'examiner la manière dont se fait son observation. Les sources de données (recensement ou enquête par sondage) des pays que nous étudions ne permettent pas de mener une étude satisfaisante, au regard des règles et principes de l'analyse démographique. Rappelons que lorsque l'on n'assigne pas à un recensement ou une enquête un objectif différent de leur objectif traditionnel, ces deux sources sont destinées à obtenir des statistiques d'état. Autrement dit, elles permettent de dresser les distributions des populations à la date de l'observation selon certains caractères (âge, sexe, situation matrimoniale, situation de résidence, etc.). Lorsqu'un pays ne dispose pas d'un état civil exploitable en démographie, on inclut dans les questionnaires des opérations de collecte ponctuelles un volet sur le mouvement de la population, dont la fécondité. Il en va différemment des enquêtes dont l'objectif est d'observer un phénomène défini à l'avance comme les EMF, les EDS ou les enquêtes sur la mortalité infantile et juvénile (EMIJ) de l'Institut de recherches et de formation en démographie (IFORD). Dans ces derniers cas, l'observation du phénomène est faite au détail près, en considérant aussi bien les aspects liés aux effectifs que ceux concernant les événements.

Nous allons voir comment la collecte appréhende la fécondité, avant de proposer une méthodologie d'analyse de la fécondité adaptée aux pays à statistiques déficientes et son application aux données disponibles. L'observation de la fécondité est abordée en examinant le contenu qui est donné aux événements et aux populations concernées. Nous allons ensuite estimer la fécondité tous états matrimoniaux et toutes caractéristiques sociales confondues.

Chapitre 1 L'observation de la fécondité : une prise en compte du temps figée dans les sources traditionnelles, plus variée dans les EDS

Le recensement et l'enquête par sondage tels qu'ils sont pratiqués dans la majorité des pays d'Afrique subsaharienne permettent d'aborder l'étude de la fécondité selon deux axes. Un axe conduit à la détermination du niveau de fécondité. Un autre peut s'orienter vers la recherche de la causalité, en prenant en compte certaines caractéristiques des personnes qui sont concernées par le phénomène étudié. La détermination du niveau de fécondité implique la connaissance des événements par lesquels elle se manifeste. Elle implique également d'identifier les populations qui vivent ces événements.

La conception des opérations de collecte induit un cadre qui délimite l'analyse. Ainsi, la manière de concevoir les questionnaires du recensement ou de l'enquête dicte directement ou implicitement la signification, le contenu à donner au phénomène, aux événements et aux populations concernées. Il importe de préciser cette signification et ce contenu, en vue d'élaborer une approche quantitative cohérente et efficiente.

Nous allons d'abord préciser les aspects qui concernent les événements et les populations. Nous verrons ensuite comment ces derniers se combinent en vue de produire des indices vraisemblables, donc susceptibles d'aider à la connaissance du phénomène étudié.

Section 1 Les événements et les populations fournis par la collecte

Les principaux événements concernés sont les naissances. Ces dernières peuvent être définies en fonction des caractéristiques (ou indépendamment de celles-ci) des populations qui les vivent.

Nous considérons d'abord les populations et leurs caractéristiques, et leur prise en compte dans la collecte. Dans le deuxième paragraphe, nous précisons les hypothèses préalables à l'étude de la fécondité.

Paragraphe 1 Définition des populations par leurs caractéristiques et évolution de leur prise en compte dans la collecte

1 1 Définition des populations par leurs caractéristiques

L'étude de la fécondité concerne principalement les femmes en âge de procréer, c'est à dire, âgées de 15 à 50 ans. La borne inférieure de cet intervalle peut être abaissée et la borne supérieure augmentée en fonction des spécificités de la population et des besoins de l'étude. Dans les populations africaines certaines femmes entrent dans la vie féconde avant 15 ans, mais leur nombre n'est pas significatif pour en tenir compte dans l'estimation des taux de fécondité.

La population masculine n'est pas exclue de l'étude de la fécondité, mais on se contente souvent de signaler que ce qui se fait sur la population féminine peut être étendu à la population masculine. En réalité, l'observation de la fécondité masculine est un peu plus compliquée que celle de la population féminine. Ne disposant pas des données nécessaires à l'étude de la fécondité des hommes, nous nous limitons à la fécondité féminine. Pour être plus complet il faut étudier la fécondité générale et celle des mariages.

S'agissant du phénomène, on passe de la fécondité à la natalité en rapportant les naissances d'une période à la population totale, âge et sexe confondus. L'indice calculé est le taux brut de natalité. Nous reviendrons un peu plus loin sur cet indice.

Comme la fécondité implique les femmes de 15 à 50 ans voire 55 ans, les informations sur la distribution de ces femmes sont obtenues par les réponses aux questions sur l'état de la population à la date de la collecte. Il s'agit de l'âge, du sexe, du lieu de naissance, du lieu de résidence, de la situation matrimoniale, de l'ethnie, de la pratique religieuse, du niveau d'instruction, de l'activité, de la nationalité, etc. La liste des caractères n'est pas exhaustive. Certains caractères sont considérés comme essentiels dans l'analyse des phénomènes démographiques. Il s'agit principalement de l'âge, du sexe, mais aussi de la situation et du lieu de résidence, de la situation matrimoniale, du niveau d'instruction et de l'activité. Les répartitions des populations selon l'ethnie par exemple étaient très à la mode dans les années 1950 ou 1960. Malgré leur intérêt scientifique, elles sont tombées en désuétude, compte tenu du fait que la question de l'ethnie est très sensible sur le plan politique dans les pays étudiés.

L'âge est une caractéristique incontournable en démographie. Il permet de classer les populations en fonction de la durée écoulée entre leur naissance et l'occurrence de certains événements démographiques. On lui confère de ce fait un statut de variable d'étude qui discrimine bien la population féminine. Il permet également de classer les populations dans des cohortes. En effet, le comportement procréateur des femmes est déterminé principalement par leur âge, surtout dans un univers non malthusien comme l'Afrique subsaharienne.

Hormis l'âge, d'autres caractéristiques en relation avec la fécondité, telle que la situation matrimoniale retiennent l'attention. Certaines modalités de celle-ci sont aux prises directes avec la fécondité. Ce sont les caractéristiques liées à la nuptialité (mariage, quelque soit le statut de l'union, légal, coutumier, consensuel, rupture d'union par divorce et/ou veuvage). La situation matrimoniale se décline donc sous quatre états dans les questionnaires : célibataire, marié, divorcé (ou séparé), veuf. Les états de célibataire et veuf se définissent sans ambiguïté. En revanche ceux de marié et de divorcé font intervenir le droit, la religion ou la coutume pour leur définition. De tous, c'est l'état de marié qui est le plus difficile à définir. La solution généralement retenue est de considérer toute forme d'union ; qu'elle soit légale, ou validée par la coutume tout simplement, ou validée par la religion, ou qu'elle soit une union consensuelle. Toute union contractée selon l'une ou l'autre de ces formes est rompue par séparation, le cas échéant par divorce, en l'absence de mortalité de l'un des deux conjoints (ou en l'absence de mortalité des deux conjoints). En principe la dissolution se fait parallèlement au mode d'union.

La prise en compte de la situation de résidence dans la collecte permet de classer la population en population de fait et population de droit. La majorité des pays retiennent la population de droit (ou la population résidente) pour présenter les données de la collecte.

Pour ventiler la population selon les deux catégories « de droit » ou « de fait », il faut distinguer les résidents présents, les visiteurs et les résidents absents. La situation de résidence est capitale lors de la collecte sur le terrain. Sa maîtrise évite les doubles comptes et les omissions.

Du point de vue de l'analyse, le lieu de résidence est un critère très intéressant. Sans poser de questions aux enquêtés ou recensés, la population est classée aisément selon le lieu de résidence grâce au découpage territorial qui permet le déploiement des enquêteurs sur le terrain. Grâce à son lieu de résidence, chaque individu est localisé à un endroit précis du territoire. La population est classée, *in fine*, selon l'espace rural/urbain lors de l'exploitation des données. La localisation en termes de rural et urbain requiert des définitions bien précises

de chaque type d'espace. Très souvent, on définit l'espace urbain en des termes clairs. L'espace rural est alors ce qui n'est pas urbain. Entre les deux, on peut trouver des formes intermédiaires à rattacher à l'un ou l'autre des deux types d'espaces.

La question sur le lieu de résidence antérieure au lieu de résidence à la date de la collecte, lorsqu'elle est posée, peut contribuer à l'observation des mouvements migratoires.

Le niveau d'instruction renvoie à l'éducation de manière générale. L'éducation est abordée par les composantes suivantes : la fréquentation d'un établissement scolaire, les études suivies, l'aptitude à lire et à écrire. Le fait de les acquérir par la population peut déterminer ou non leur comportement démographique.

La collecte des données sur l'activité permet de recueillir les informations sur l'effectif de la population qui participe à la production de la richesse nationale. Cela se ramène à l'observation de la population active. Parmi cette dernière, la collecte vise à connaître celle qui est occupée et celle qui ne l'est pas. Pour toute la population active, il convient de la distribuer également en fonction de la profession de chaque individu. Les personnes occupées sont ensuite réparties selon les professions et leur situation dans celle-ci.

Les questions sur l'activité s'inspirent presque toujours des recommandations du Bureau international du travail (BIT). Chaque pays s'arrange à intégrer celles-ci dans la collecte. Et, les questions évoluent en fonction de ces recommandations. L'activité n'entre pas dans le cadre de ce travail, mais elle peut fournir un ensemble de critères utiles à une approche de démographie différentielle.

Lorsque l'on établit le lien entre la fécondité et la nuptialité, la fécondité est qualifiée de générale, si elle est étudiée tous états matrimoniaux confondus. Elle devient légitime lorsqu'elle est étudiée dans le mariage.

Les caractéristiques endogènes (Calot, 1993), c'est à dire celles dont la date d'acquisition par la population influence la manifestation du phénomène étudié, permettent de classer les populations en cohortes et sous-cohortes. Ce classement établit le cadre de l'approche longitudinale de l'analyse démographique. Les autres caractéristiques sont exogènes et n'autorisent que des études différentielles. Ajoutons que certaines de ces caractéristiques peuvent être considérées comme des variables exogènes d'une approche causale.

Le phénomène démographique exprimé par les indices résumés est expliqué par les facteurs sociaux, économiques, culturels, etc.

Nous allons voir comment l'observation liée à ces caractères a évolué avec le temps.

1 2 Evolution de la prise en compte des caractéristiques de la population dans la collecte

Depuis les premiers balbutiements de la collecte des données démographiques, l'attention a toujours été tournée vers la fécondité. Les recensements administratifs pratiqués par l'administration furent les sources d'où étaient extraits les effectifs des populations selon certaines caractéristiques du chef de ménage (Viennet, 1973). Etant donné la finalité fiscale (et/ou militaire) des recensements administratifs, on ne peut pas s'attendre à obtenir des effectifs de population fiables, car ils s'attachaient d'abord à recenser la population imposable. Dans les années 50, les premiers recensements urbains et les premières enquêtes par sondage voient le jour. On peut citer les recensements des villes de Douala (1955), Edéa

(1956), Yaoundé (1957), Ebolowa (1958) et de la subdivision de Mbalmayo (1959) pour le Cameroun (Groupe de travail sur la démographie africaine, 1981). Au Congo, les premiers recensements urbains remontent à 1958-1959 pour Pointe-Noire (la deuxième ville du pays) et 1961 pour Brazzaville la capitale.

Pour le reste des pays (le Gabon, la RCA et le Tchad), des enquêtes par sondage dont la couverture est principalement rurale seront organisées en 1960-1961 pour le Gabon, en 1959-1960 pour la RCA et en 1964 pour le Tchad. A noter que pour ces pays, les centres urbains principaux faisaient l'objet d'un recensement exhaustif. Pour toutes ces opérations et celles qui suivront à savoir les RGPH, les EMF et les EDS, la préoccupation est d'obtenir les statistiques d'état formant les dénominateurs des taux.

Dans l'estimation de la fécondité générale, les répartitions de la population selon l'âge et le sexe sont nécessaires. Les questions sur l'âge et le sexe n'ont presque pas été modifiées au fil du temps. La question sur le sexe ne pose à priori aucun problème. Elle se résume au fait de cocher dans l'une des deux cases réservées aux deux modalités du sexe, masculin ou féminin. Le risque d'erreur est faible. La question sur l'âge en revanche a dû subir un ajustement en cours de route pour limiter le phénomène d'attraction (ou de répulsion) des âges se terminant par certains chiffres (ayant la préférence des populations ou des enquêteurs) ronds ou des années se terminant par 0 ou 5, faciles à communiquer à un enquêteur ou à un agent recenseur.

La conséquence de l'attraction ou la répulsion de certains âges est de fausser la répartition des effectifs par âge. A cela il faut ajouter les omissions et les non déclarations. Pour contourner la difficulté liée aux attractions et répulsions, on présente les effectifs par groupe d'âges. Cette présentation a l'avantage de compenser les effets de transferts d'âge (produit par l'attraction ou la répulsion).

Revenons à la collecte et la question sur l'âge. Lors des premières enquêtes, certains pays se limitaient à la question : *Quel âge avez-vous (lors de votre dernier anniversaire) ?* Cette formulation, d'apparence simple, était à l'origine des inconvénients qui viennent d'être évoqués. Pour améliorer la collecte, à la question sur l'âge on avait adjoint par la suite la question sur la date de naissance en jour, mois et année. La question sur l'âge dans sa formulation complète se généralise à partir des années 1970 dans toutes les opérations de collecte.

Pour prendre en compte certaines caractéristiques des populations, on considère maints aspects qui vont de la situation et/ou le lieu de résidence, au niveau d'instruction, en passant par la situation matrimoniale et l'activité.

La question sur la situation matrimoniale a varié à travers le temps pour chaque pays. Du fait de son étroite relation avec l'étude de la nuptialité, on a demandé aux populations (féminines surtout), en plus de l'état matrimonial, l'âge au premier mariage et le nombre de mariages, dans les pays suivants, Congo (Enquête démographique par sondage de 1960-1961), RCA (Enquête démographique par sondage de 1959-1960) et Tchad (Enquête démographique par sondage de 1964). Le Congo avait ajouté dans son enquête la question sur le type de mariage. Le Tchad avait demandé en plus le nombre de divorces, le nombre de veuves et la durée du mariage.

Avec l'avènement des RGPH, la question sur la situation matrimoniale se limite à l'état matrimonial et au nombre de coépouses pour les femmes en union polygame.

Pour ce qui est du niveau d'instruction, dans les années 60 les systèmes éducatifs des différents pays étaient encore embryonnaires. Cela s'en ressentait dans les questions.

L'enquête de la RCA en 1959-1960 se contente de demander le degré d'instruction sans autre précision. Cela rejoint quelque peu l'enquête du Tchad (1964) dont la colonne de la feuille de collecte sur l'instruction était simplement marquée « inst ». L'enquête du Congo (1960-1961) se limitait ni plus ni moins qu'à la connaissance du français. L'enquête du Gabon (1960-1961) avait englobé tous les aspects évoqués ci-dessus, à savoir le niveau d'instruction, et la connaissance du français. On demandait en plus de préciser si on est détenteur ou non du Certificat d'études primaires (CEP), seul ou avec un autre diplôme. A l'époque de l'enquête, le CEP était le diplôme le plus élevé délivré dans le pays.

Progressivement, les systèmes éducatifs se sont développés et renforcés avec la création de beaucoup de diplômes, la multiplication des filières et la mise en place des cycles secondaires et supérieurs. Par conséquent, à partir des années 1970, la collecte s'oriente vers la recherche de l'information sur l'analphabétisme, le niveau d'études, la dernière classe suivie, le diplôme obtenu, etc.

Lors du recensement camerounais de 1976, on avait demandé aux individus de 4 ans et plus s'ils sont allés à l'école, si oui il fallait renseigner le type d'école. Au Cameroun, il existe l'enseignement laïc et l'enseignement confessionnel. Ensuite, il fallait indiquer la classe, le diplôme et le type d'établissement (c'est à dire s'il s'agit d'un établissement d'enseignement général, technique ou agricole).

Lors du recensement de la RCA en 1975, la question sur l'éducation s'adressait à la population de 7 ans et plus. On avait maintenu la modalité sur l'aptitude à lire ou à écrire une langue (le français ou une autre langue officielle nous supposons) demandée en 1959-1960. A cette modalité, on avait ajouté le cycle suivi et le nombre d'années passées dans celui-ci.

Le recensement de 1974 du Congo avait simplifié la question en ne demandant que la dernière classe suivie et le dernier diplôme obtenu.

La décennie 80 n'apporte pas un grand changement au regard des recensements qui seront organisés. Les EDS n'ajoutent rien aux changements déjà intervenus dans les années 1970.

Quelque soit le caractère considéré, c'est l'évaluation des effectifs qui est l'objectif clairement affiché des opérations de collecte. Si la fécondité vient en tête des préoccupations s'agissant des phénomènes démographiques, les domaines de l'éducation et de l'activité occupent une place importante dans ces opérations.

La collecte des informations sur les effectifs connaît une amélioration sensible. Celle-ci est due au renforcement du rôle de l'Etat, au développement de l'état civil sur les plans individuel et administratif, au développement du système éducatif et à la modernisation de l'économie. La collecte sur les événements démographiques, en revanche, est encore loin de tenir ses promesses.

Les événements par lesquels se manifeste la fécondité se définissent par rapport à d'autres événements, par rapport aux populations qui les vivent, mais aussi en fonction de leurs dates d'occurrence. Nous allons préciser ces aspects dans le paragraphe suivant.

Paragraphe 2 La définition des événements et l'évolution de leur observation

La fécondité se manifeste par des événements que sont les naissances. Cette définition apparemment simple n'est pas évidente à décliner en termes d'analyse démographique. Nous allons d'abord préciser cela avant de voir comment a évolué l'observation des naissances.

2 1 La définition des événements

Les naissances se définissent par rapport aux populations qui en sont les auteurs. Ce qui signifie que les événements sont étroitement liés aux populations. Il faut donc bien identifier la population à laquelle attacher ces événements. Pour étudier la fécondité des pays que nous avons choisis, on s'arrange pour obtenir les informations sur les naissances des femmes qui font l'objet de l'estimation des effectifs selon les caractéristiques que nous avons abordées au paragraphe précédent. En règle générale, les caractéristiques des événements ne diffèrent pas de celles des populations. Mais, il existe aussi des caractéristiques des événements qui sont indépendantes des caractéristiques des populations féminines. Le sexe de l'enfant est l'une de ces caractéristiques, dans la mesure où il ne dépend pas des caractéristiques de la mère (ou des parents).

Pour les caractéristiques communes aux événements et aux populations, nous pouvons reprendre les caractéristiques d'état de la population féminine de plus de 15 ans et les attribuer aux naissances. Ce classement a des conséquences sur l'analyse de la fécondité comme nous le verrons plus loin.

Les événements obtenus par la collecte sont de deux sortes : les naissances vivantes des douze derniers mois avant la collecte et les naissances vivantes totales des mères à la date de la collecte. Les naissances des douze derniers mois alimentent l'analyse transversale, les naissances vivantes totales l'analyse longitudinale. Dans les deux cas, il est possible de classer les naissances en fonction des caractères attachés à la population.

2 2 L'évolution de l'observation des naissances

Il y a une relative stabilité dans la façon d'observer les naissances au cours du temps. C'est vrai qu'au début des premières opérations de collecte la fécondité n'occupait pas une place de choix.

Les enquêtes des années 60 avaient prévu une question sur les naissances des douze derniers mois avant la collecte et son pendant, les enfants survivants parmi ceux-ci, qui était posée aux femmes individuellement. On demandait le sexe et la date de naissance le cas échéant pour ces naissances vivantes et ces survivants. Les enquêtes du Gabon en 1960-1961, et du Tchad en 1964, le recensement du Congo de 1984 contenaient la question sur la date de naissance en mois et année.

Le nombre total d'enfants nés vivants est un renseignement demandé à toutes les femmes à partir d'un certain âge minimum fixé selon les pays et les périodes de collecte à 10, 12 ou 14 ans.

L'inconvénient des statistiques sur les naissances est l'absence des dates de naissances, qui empêchent d'amorcer une véritable analyse longitudinale. Il y a pourtant une exception avec les EDS. Les questions sur les naissances vivantes totales incluent la date de naissance de chacune, mais cette donnée n'est pas systématiquement exploitée. S'ajoute à cette exception, la question sur le rang de naissance de tous les enfants de chaque femme interrogée. A défaut du rang de naissance, on se contente de classer les femmes selon le nombre total d'enfants mis au monde.

A titre d'illustration, voici l'évolution dans la formulation des questionnaires dans les sources traditionnelles (recensement et enquête par sondage classique).

Tableau 1.1 : Evolution dans la formulation des questions sur la fécondité par pays et date de collecte

Evènements et décennies	1950-1960				1970			1980			1990	
	Congo 1960-1961	Gabon 1960-1961	RCA 1959-1960	Tchad 1964	Cameroun 1976	Congo 1974	RCA 1975	Cameroun 1987	Congo 1984	RCA 1988	Gabon 1993	Tchad 1993
Naissances des douze derniers mois avant la collecte	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X	X
Naissances vivantes totales	X	X	X	X	/	X	X	/	X	X	X	X
Naissances survivantes	X	X	X	X	/	X	X	/	X	X	X	X
Rang de naissance	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
Date de naissance	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/
Age des enfants	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/	/

X= La question avait été posée ; /=La question n'avait pas été posée.
 Source :
 Questionnaire de chaque opération de collecte disponible en annexe (Annexes 4 Documents de collecte)

Les questions sur les naissances des douze derniers mois, sur les naissances vivantes totales et les naissances survivantes figuraient dans toutes les opérations de collecte mentionnées au tableau n° 1.1, à l'exception des deux recensements du Cameroun qui ne comportaient que la première des trois questions. En revanche, les questions sur la date de naissance, l'âge des enfants et le rang de naissance ne figurent dans aucun questionnaire.

Les EDS, à la différence des opérations de collecte qui viennent d'être évoquées, intègrent dans leur questionnaire l'ensemble des questions sur les événements. Si les EDS avaient figuré dans le tableau n° 1.1, il nous aurait donc suffi de cocher toutes les cases d'une croix. Par conséquent, leur présence dans le tableau n'a aucun intérêt.

Nous pouvons à présent envisager la manière de mettre en rapport les événements et les populations.

Section 2 La combinaison des événements et des populations permettant l'estimation des indices de la fécondité

Le classement des événements au sein des populations et le classement des populations selon les événements qu'ils ont vécus permettent de définir les cohortes au sein desquelles on calcule les indices (Blayo, 1991).

Il existe un corps d'hypothèses qui fondent ces classements. Les contraintes imposées par la qualité des données pèsent quelquefois fortement sur la validité des estimations.

Nous allons voir les hypothèses qui sous-tendent l'étude de la fécondité dans un contexte de données incomplètes et imparfaites. Puis nous définirons les indices que nous estimerons dans le chapitre suivant, en guise d'application.

Paragraphe 1 Les hypothèses

Etant donné que les populations sont réparties selon l'âge à la date de la collecte, nous avons un premier critère de classement des femmes dans des cohortes. Nous sommes en présence des générations, c'est à dire des groupes de femmes nées à une même date. Une date de naissance commune à un groupe de femmes est un critère d'homogénéité. L'homogénéité se traduit par une même probabilité de vivre l'événement étudié. Donc, les populations se

classent en fonction des événements vécus avant la survenance de l'événement étudié. La durée écoulée entre la date de la formation de la cohorte (la naissance des femmes) et la date d'occurrence de l'événement étudié est la variable d'étude. Autrement dit, c'est l'âge des femmes à la naissance des enfants.

Les informations recueillies lors de la collecte permettent d'affiner le classement des femmes en générations. En effet, dans notre démarche, les naissances sont considérées comme des événements renouvelables. Si les naissances étaient classées selon le rang, alors on serait en présence d'évènements non renouvelables. Dans ce contexte, un autre classement aurait été nécessaire.

En l'absence des durées de mariage et des naissances en fonction de ces durées, il est impossible d'étudier la fécondité légitime en longitudinal. Les EDS contiennent les informations sur le rang de naissance, et les naissances dans le mariage, mais leur objectif n'est pas orienté résolument vers l'analyse longitudinale. Même les données de recensement ou d'enquête classique ne permettent pas une véritable analyse longitudinale. Il y est juste fait une allusion à travers le nombre total d'enfants nés vivants par femme à la date de la collecte.

Les hypothèses formulées en longitudinal peuvent être transposées aisément dans l'approche transversale.

Le phénomène étudié est parasité par les phénomènes perturbateurs. Certains de ces phénomènes empêchent d'observer une partie des membres d'une cohorte. D'autres obligent de prendre en compte une fraction de la population qui ne serait pas différente de la population étudiée, si celle-là n'avait pas vécu l'événement fondateur de la cohorte en dehors de l'espace étudié. En général, on considère que les populations immigrées, puisque c'est d'elles qu'il s'agit, ont le même comportement que celles qu'on étudie.

Pour les populations qui sortent de l'observation, par la mortalité ou par l'émigration, leur appartenance aux cohortes observées garantit l'identité du comportement avec les populations observées pendant la période de manifestation du phénomène étudié. Si de plus il y a indépendance entre le phénomène étudié et les phénomènes perturbateurs, les indices estimés dans ces cohortes sont sans biais.

Dans la réalité, il est difficile de rencontrer les conditions de ce type de modèle de raisonnement. On peut citer le cas où les naissances sont traitées comme événements renouvelables. La conséquence immédiate est que le statut des femmes vis-à-vis du phénomène étudié est neutralisé. Concrètement, une femme passe par plusieurs états successifs entre 15 et 50 ans : femme sans enfant, mère de 1 enfant, de 2 enfants, ..., de n enfants. Or dans le contexte des pays sous-développés, le risque de mortalité maternelle augmente avec le rang de naissance. L'hypothèse de continuité qui est sous-entendue n'est tout simplement pas satisfaisante. D'où le probable intérêt de considérer le rang de naissance dans l'étude de la fécondité des pays d'Afrique centrale.

Après avoir défini les groupes de populations sur lesquels on peut faire porter l'étude et la variable d'étude, formulé les hypothèses et les conditions définissant les contours de l'analyse, nous pouvons maintenant présenter les indices à estimer.

Paragraphe 2 Les indices

A la date de la collecte, les populations féminines en âge de procréer sont classées par âge ou groupe d'âges. En rapportant les naissances des douze derniers mois avant la collecte

survenues chez ces femmes aux effectifs de ces dernières, on obtient le nombre moyen d'enfants par femme dans chaque groupe d'âges à la date de la collecte.

Bien que disposant de plusieurs groupes de générations, on peut faire la synthèse de ces nombres moyens sur la période observée. L'indice obtenu est l'indice synthétique de fécondité (ISF) ou indicateur conjoncturel de fécondité. Il est fondé sur une cohorte fictive qui est supposée vivre le cours de sa vie féconde, entre 15 et 49 ans, telle qu'elle est restituée par les taux de fécondité par âge observés à la date de la collecte. L'âge est défini en âge atteint (ou l'âge en différence de millésime) sur la période d'observation. L'ISF est le nombre moyen d'enfants par femme qu'on observerait, en l'absence de phénomènes perturbateurs, si les conditions qui prévalaient pendant la période d'observation perduraient.

Comme les taux de fécondité par âge sont des taux de deuxième catégorie, leur synthèse est la somme des naissances réduites. L'addition de ces taux revient à effectuer une standardisation directe. La somme des naissances est rapportée à une population type, dont l'effectif serait d'une femme par âge, soit 35 femmes de 15 à 49 ans révolus.

L'approche de la standardisation directe est intéressante pour effectuer des comparaisons des ISF dans le temps et dans l'espace. Puisque la structure de la population est fixe, quelle que soit la période considérée. L'augmentation ou la baisse de l'ISF est attribuée uniquement à la variation du nombre d'évènements.

Dans les pays à statistiques imparfaites, l'augmentation de l'ISF est expliquée soit par l'amélioration des déclarations des naissances, soit par l'amélioration de la santé des femmes. Notamment, lorsque des actions sont entreprises en faveur de la lutte contre la stérilité pathologique. La baisse de l'ISF, dans le contexte d'une observation sans trop de problèmes et d'une bonne situation sanitaire des femmes, traduirait une baisse réelle de la fécondité ou encore une modification de son calendrier.

Si, au lieu des naissances vivantes survenues au cours d'une période, on utilise les naissances vivantes totales des femmes observées depuis l'âge de 15 ans jusqu'à l'âge à la date de l'observation, on passe de l'approche transversale à l'approche longitudinale. Le rapport des naissances aux femmes de chaque âge ou groupe d'âges est la descendance atteinte ou finale de ces femmes. Ces descendes correspondent au cumul des taux de fécondité par âge dans les générations. C'est le nombre moyen d'enfants par femme à la date de la collecte dans la (ou les) génération(s) considérée(s), en l'absence de mortalité et de migrations et le cumul de 15-19 ans à 45-49 ans constituant la descendance finale.

L'analyse de la fécondité dans les générations a pour objet de comprendre les tendances de fond de l'évolution du phénomène. On y parvient en épurant de la fécondité les phénomènes parasites qui masquent la vraie valeur de son intensité.

Sous-conclusion

L'observation de la fécondité par les sources traditionnelles n'a pas connu de grands changements sur le plan conceptuel. Les modifications constatées dans les questionnaires concernent la question sur l'âge pour remédier au phénomène d'attraction ou de répulsion. Il en est de même en ce qui concerne les naissances. Naissances des douze derniers mois et naissances vivantes totales rythment la collecte sur les événements par lesquels se manifeste la fécondité. La non prise en compte complète de l'action du temps sur les phénomènes démographiques impose une limitation assez sévère sur le plan méthodologique.

Les EDS offrent plus de possibilités que les sources traditionnelles, néanmoins, elles gardent une marge de progression en tenant compte du fait que leur conception répond à des impératifs qui ne sont pas toujours les mêmes que ceux de l'analyse démographique. La conséquence immédiate est la prépondérance de l'analyse transversale par rapport à l'analyse longitudinale, tout en restreignant les possibilités d'estimation d'indices variés. De plus, cela empêche une vue aussi large que possible du (ou des) phénomène(s) étudiés. Toutefois, l'augmentation du nombre d'opérations de collecte compense les insuffisances constatées dans leur conception. Il est alors possible de connaître, même approximativement, l'évolution tendancielle de la fécondité. Celle-ci passe par l'estimation des indices synthétiques, surtout en transversal. Sans renoncer à l'approche longitudinale, force est de reconnaître qu'elle est moins évidente à mettre en œuvre faute de séries chronologiques.

Indépendamment de l'absence de l'état civil qui prive des informations sur les événements, la collecte sur la fécondité pourrait être plus en phase avec les défis auxquels font face les pays étudiés, mais aussi avec les évolutions qui y ont cours. On note par exemple le faible reflet des relations entre le phénomène étudié et les phénomènes perturbateurs. Il y a peut être une nécessité à dépasser le cadre de l'observation essentiellement démographique et établir des passerelles avec d'autres sources administratives par exemple en rapport avec les aspects sociaux et sanitaires de la population.

En conséquence, les indices de la fécondité qui sont estimés par la suite expriment une certaine réalité mais dont le cœur des aspects conceptuels et théoriques reste à explorer en profondeur.

Chapitre 2 L'estimation de la fécondité générale : une intensité peu probante ; des tendances qui émergent grâce à l'approche transversale sans possibilité d'établir clairement le calendrier du phénomène

Les taux de fécondité par âge du moment à la date de la collecte ou dans le passé sont de plus en plus disponibles. L'analyse transversale de la fécondité est de plus en plus facilitée avec la réalisation des opérations évoquées au chapitre 1 de cette première partie.

Etant donné que ces opérations relèvent de l'observation instantanée, l'analyse longitudinale est tout juste permise par les réponses aux questions rétrospectives relatives aux histoires génésiques des femmes. On peut, cependant, mettre à profit les techniques d'estimation indirecte pour reconstituer la fécondité des générations en se servant des descendance atteintes et finales obtenues lors de ces opérations de collecte.

Nous consacrons ce chapitre aux deux approches de l'analyse. L'analyse transversale fait l'objet de la première section. La deuxième section porte sur la reconstitution de la fécondité passée, en utilisant la fécondité du moment et les descendance observées à la date de la collecte.

Section 1 L'analyse transversale

L'approche transversale met aux prises trente cinq (35) générations à la fois. L'indice de base le plus couramment utilisé est le taux de fécondité par période ayant précédé la collecte. Mais il existe d'autres indices, tels que le taux brut de natalité ou l'indice global de fécondité, très peu utilisés.

Nous allons d'abord préciser la manière de calculer ces indices, en rappelant si possible les hypothèses qui les sous-tendent. Après cela, nous estimerons les différents indices.

Paragraphe 1 Méthode de calcul des indices

Si nous avons à estimer le taux brut de natalité, nous rapporterions les naissances observées pendant une certaine période avant la collecte à la population moyenne correspondant à cette période. Le taux brut de natalité est une moyenne pondérée des taux de fécondité par âge. Les coefficients de pondérations sont formés des parts respectives des femmes en âge de procréer dans la population totale. En dehors des âges de la procréation, les taux sont nuls puisque les naissances sont nulles.

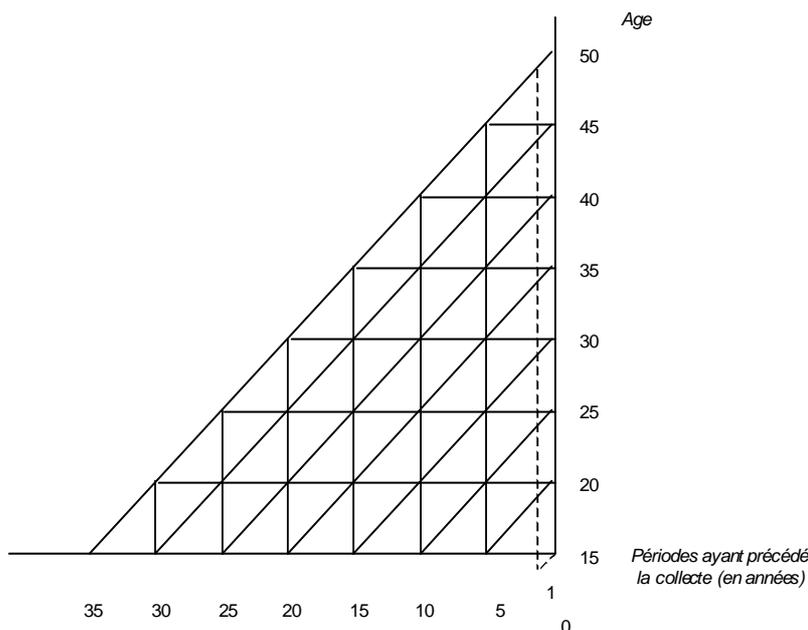
Le taux brut de natalité est parasité par l'importance relative des femmes de 15-49 ans révolus dans la population totale. Une fécondité faible associée à une forte proportion des femmes en âge de procréer dans la population totale traduira une natalité forte.

Pour les pays qui sont encore dans la première phase de la transition démographique, le taux brut de natalité amplifie la fécondité. Le taux brut de natalité peut masquer un début de baisse de fécondité dans une population jeune, d'où la nécessité de passer par l'analyse.

Un autre indice relevant de l'approche transversale est l'indice global de fécondité, qui est un dérivé du taux global de fécondité. Ce dernier est obtenu en rapportant les naissances observées au cours d'une période à l'effectif des femmes de 15 à 49 ans. Il exprime les

naissances par période pour 1000 femmes. En donnant le même poids à chaque groupe d'âges, soit 1 femme, on peut multiplier le taux global par le nombre de femmes de 15 à 49 ans (soit $50-15 = 35$). Il devient l'indice global de fécondité qui est l'expression du nombre d'enfants que mettrait au monde une femme, si elle avait pendant 35 ans une fécondité égale au taux global de fécondité (Rallu, Toulemon, 1993).

Venons en à l'ISF ou la somme des naissances réduites. La synthèse transversale est obtenue par l'addition des taux de fécondité par âge. Dans la majorité des recensements ou des enquêtes par sondage, ces taux sont obtenus par le rapport des naissances des douze derniers mois avant la collecte à la population féminine de chaque âge des femmes de 15 à 49 ans révolus. S'agissant des EDS, les naissances sont enregistrées sur 15, 20 ou 25 ans avant la collecte et sont réparties en périodes de 5 ans.



Graphique n°1.1 : Diagramme de Lexis permettant d'estimer les taux de fécondité du moment

Les effectifs des femmes sont présentés par groupes d'âges et non par générations (cf. graphique n° 1.1). Donc, les taux par âge sont en plus des taux par périodes incluant deux groupes de générations, à priori hétérogènes.

Les EDS peuvent déboucher sur une configuration différente. En effet, il est possible de présenter les taux de fécondité par périodes et groupes d'âges quinquennaux. Ces périodes peuvent remonter jusqu'à 20 ans avant la collecte. On peut essayer de reconstituer la fécondité des générations par les taux du moment.

Paragraphe 2 L'estimation des indices

Elle est faite en distinguant les sources traditionnelles et les EDS.

2.1 La fécondité générale du moment estimée par les données issues des sources traditionnelles (recensement et enquête par sondage hors EDS)

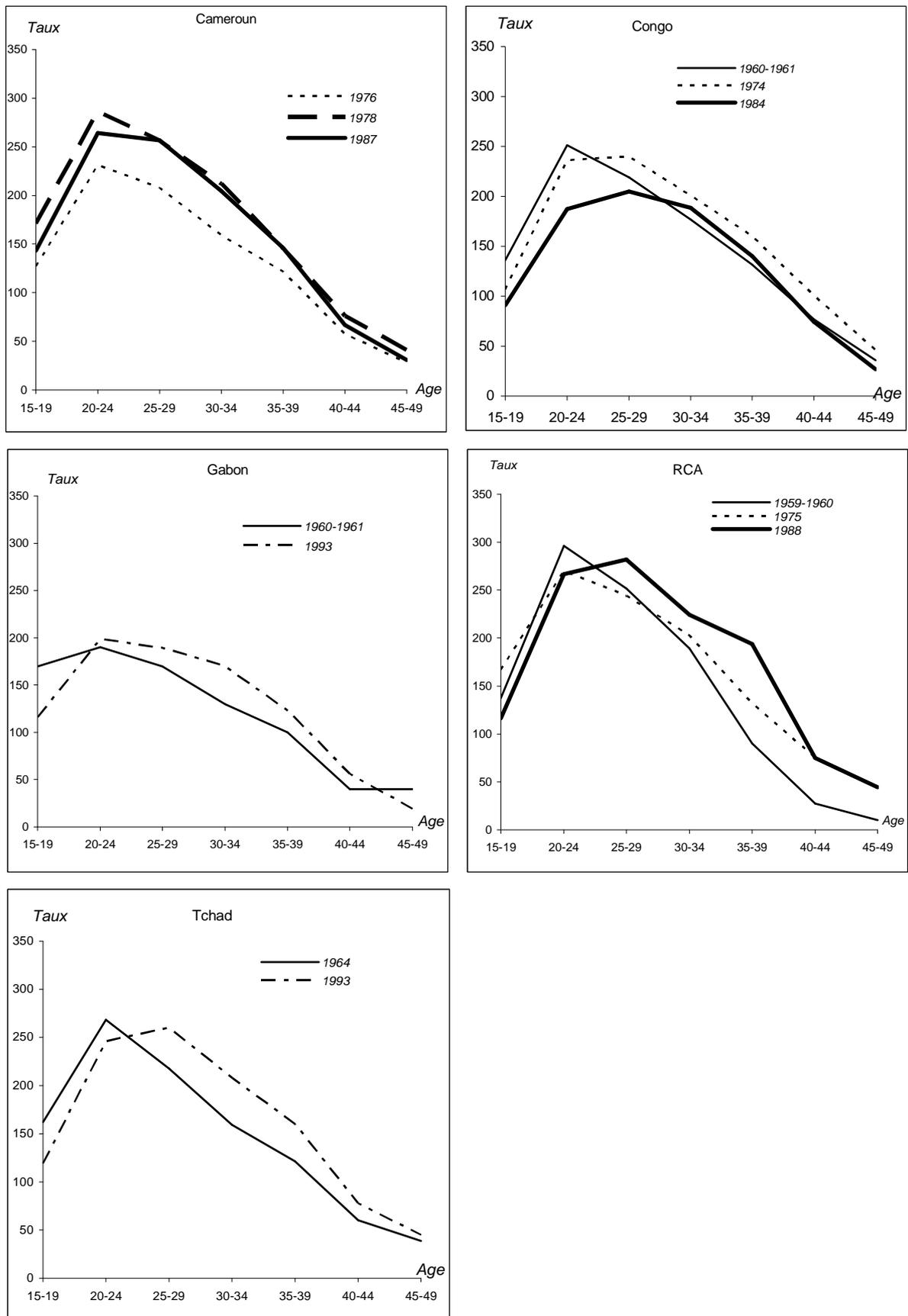
Les événements sont constitués des naissances des douze derniers mois avant la collecte. Ils sont rapportés aux effectifs des femmes observées à la date de la collecte. Trois groupes de pays peuvent être distingués selon les profils des courbes des taux de fécondité du moment figurant au graphique n° 1.2. A noter que les données du Cameroun sont présentées

au tableau n° 1.2 à titre d'illustration, alors que celles des autres pays restant font l'objet de l'annexe A I-1.

Tableau n°1.2 : Cameroun. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1976, 1978 et 1987.

Groupes d'âges	1976							1978						
	Effectif des femmes	Naissances			Taux			Effectif des femmes	Naissances			Taux		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	352567	22563	22319	44882	64,00	63,30	127,30							171
20-24	297714	34285	34468	68753	115,16	115,78	230,94							286
25-29	272882	28508	28184	56692	104,47	103,28	207,75							256
30-34	232903	18498	18491	36989	79,42	79,39	158,82							212
35-39	223931	13756	13548	27304	61,43	60,50	121,93							145
40-44	179772	5249	5117	10366	29,20	28,46	57,66							76
45-49	149061	2074	2082	4156	13,91	13,97	27,88							41
Total	1708830	124933	124209	249142	73,11	72,69	145,80							
Taux global de fécondité					0,47	0,46	0,93							1,187
Indice global de fécondité					16,37	16,26	32,63							41,545
ISF					2,34	2,32	4,66							5,94
	1987													
15-19	463284	32998	33307	66305			143,12							
20-24	398393	52244	52934	105178			264,01							
25-29	365646	46773	47095	93868			256,72							
30-34	294808	30013	30307	60320			204,61							
35-39	216620	15769	15898	31667			146,19							
40-44	204255	6601	6992	13593			66,55							
45-49	163472			5036			30,81							
Total	2106478	184398	186533	375967										
Taux global de fécondité							1,11							
Indice global de fécondité							38,92							
ISF							5,56							
S M : Sexe masculin ; S F : Sexe féminin ; T : Total														
Sources :														
Cameroun, EMF 1978, RGPH 1976 et 1987.														

Le Cameroun et la RCA forment le premier groupe avec les taux de fécondité les plus élevés aux âges de forts taux de fécondité. Viennent ensuite le Congo et le Tchad en position intermédiaire, alors que le Gabon, seul dans le dernier groupe présente les taux de fécondité parmi les plus bas de tous les pays.



Graphique n° 1.2 : Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges observés aux dates de collecte dans chaque pays.

On peut ajouter aux taux de fécondité les ISF pour une lecture plus efficace de la typologie que nous venons d'établir.

Tableau n°1.3 : Comparaison des ISF de chaque pays selon la date de collecte

Décennie / Pays	1960			1970				1980			1990
	1959-1960	1960-1961	1964	1974	1975	1976	1978	1984	1987	1988	1993
Cameroun						4,66	5,94		5,56		
Congo		5,14		5,46				4,57			
Gabon		4,15									4,36
RCA	5,01				5,68					6,01	
Tchad			5,14								5,58

Sources :
 Cameroun : RGPH 1976 et 1987, EMF 1978 ;
 Congo : Enquête démographique par sondage 1960-1961, RGPH 1974 et 1984 ;
 Gabon : Enquête démographique par sondage et recensement 1960-1961 et RGPH 1993 ;
 RCA : Enquête démographique par sondage 1959-1960, RGPH 1975 et 1988 ;
 Tchad : Enquête démographique par sondage 1964 et RGPH 1993

Les pays classés dans le premier groupe (Cameroun et RCA) présentent les ISF les plus élevés et sont légèrement inférieurs ou supérieurs à 6 enfants par femme. Les ISF des pays du deuxième groupe (Congo et Tchad) ne dépassent pas 5,6. Le Gabon a les ISF les plus faibles et n'atteignant pas 5.

Le changement du critère de classement, le taux de croissance de l'ISF par exemple, peut aboutir à d'autres regroupements. Avant de procéder à cet autre classement, quelques remarques sur le niveau de l'ISF de chaque pays s'imposent. L'ISF du Cameroun a fortement augmenté en l'espace de deux ans à peine, entre 1976 et 1978. Il y a lieu de penser que l'EMF de 1978 avait produit des données qualitativement supérieures à celles du recensement de 1976. En effet, sauf à imaginer une conjoncture très favorable des naissances, une telle augmentation est inimaginable.

On peut avoir des doutes à l'égard de l'ISF du Congo obtenu en 1984. Il est étonnement bas par rapport à celui de 1974, alors qu'on pourrait s'attendre à une augmentation en 1984. Pour le reste des pays, il y a augmentation des ISF, mais quelle foi accorder à ces hausses ?

Le taux de croissance annuel moyen de l'ISF concernant le Congo et la RCA entre les décennies 1960 et 1970 sont respectivement de 0,46 % et 0,84 %. Le Cameroun enregistre un taux de croissance moyen annuel de l'ISF de 12,8 % entre 1976 et 1978 et -0,73 % entre 1978 et 1987. Si on fait l'hypothèse que la croissance de l'ISF est linéaire et qu'on considère que l'ISF s'établit en moyenne (arithmétique) à 5,3 entre 1976 et 1978, alors ce taux serait de 0,48 % entre 1977 et 1987. Dans cette configuration, on dirait que l'ISF n'augmente que modérément. Ce dernier croit en moyenne de -1,78 % par an pour le Congo et de 0,43 % pour la RCA, entre les années 1970 et les années 1980.

Quelque soit la période, l'évolution de l'ISF de la RCA est plus dynamique que celle du Congo. En revanche, la croissance annuelle moyenne de l'ISF est à peu près la même entre les décennies 70 et 80 pour le Cameroun ou la RCA.

Les tendances du Gabon et du Tchad s'étalent sur une trentaine d'années avec un taux de croissance annuel moyen respectif de 0,15 % et 0,29 %.

En définitive, le passage de la décennie 1960 à la décennie 1970 pour les deux pays (Congo et RCA) qui disposent des données pour calculer le taux de croissance moyen annuel se fait à un rythme dont le rapport varie du simple (Congo) au double (RCA). Des années 70 aux années 80, les taux de croissance annuels moyens du Cameroun et de la RCA sont presque équivalents, alors que celui du Congo est négatif. La croissance négative du Congo pendant cette période n'est pas le reflet de la réalité. Pour les deux pays (Gabon et RCA) restant, nous sommes sur une très longue période (des années 60 aux années 90), les

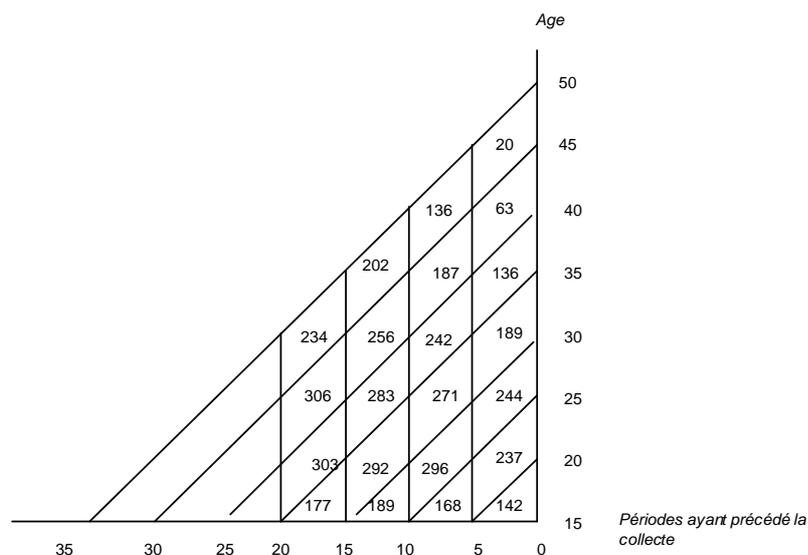
pourcentages moyens d'augmentation annuelle de l'ISF sont assez faibles. D'où un regroupement, en considérant les décennies, du Cameroun et de la RCA d'une part, du Gabon et du Tchad d'autre part. Le premier groupe est le même que celui formé en considérant le niveau de l'ISF, alors que le deuxième groupe est modifié par la substitution du Congo par le Gabon.

Les commentaires que nous venons de faire doivent être relativisés, à cause des incertitudes qui pèsent sur les données. La mise à contribution des EDS qui va suivre aidera à dégager des tendances claires de l'évolution de la fécondité du moment.

2.2 La fécondité générale du moment estimée par les données des EDS

A la différence des recensements ou des enquêtes par sondage classiques, les naissances enregistrées lors des EDS peuvent être classées par périodes supérieures à douze mois. Les taux de fécondité par groupe d'âges sont estimés par périodes de cinq ans. Seuls les taux de fécondité du moment de l'EDS de la RCA en 1994-1995 sont répartis en périodes de quatre ans. L'avantage des taux par périodes quinquennales réside dans la possibilité de retracer la fécondité des générations, lorsque les effectifs féminins sont regroupés par groupes quinquennaux également.

La notion d'âge à laquelle on se réfère est l'âge atteint par le groupe de générations observé au cours de la période considérée. Le graphique n° 1.3 montre les taux de fécondité par groupes d'âges obtenus par l'EDS 1998 du Cameroun. Les taux qui y figurent sont ceux du tableau n° 1.4.



Graphique n° 1.3 : Cameroun. Diagramme de Lexis présentant les taux de fécondité par groupe d'âges d'après l'EDS de 1998.

Le cumul des taux pour obtenir l'ISF répond à quelques règles simples (Hobcraft, Noreen, Goldman, Chidambaram, 1982). Le taux de fécondité des femmes de 15-19 ans est localisé dans un triangle. La fécondité cumulée dans ce groupe d'âges est 2,5 fois le taux de fécondité à 15-19 ans. Pour tous les autres cas, le taux de fécondité figure dans un parallélogramme. A la fin de chaque période, les femmes ont achevé leur fécondité dans le groupe d'âges. La fécondité cumulée est alors égale à 5 fois le taux de fécondité du groupe d'âges considéré. Si nous calculons l'ISF sur cette base, nous obtenons des valeurs légèrement plus faibles que celles résultant d'un cumul qui accorde le même poids à tous les groupes d'âges. Nous allons attribuer le même poids à tous les groupes d'âges pour l'estimation de l'ISF des pays ayant fait l'objet des EDS.

Tableau n°1.4 : Cameroun. Taux de fécondité du moment (pour 1000) par groupe d'âges, par périodes de 5 ans avant la collecte. 1991, 1998 et 2004.

Groupe d'âges	1991					1998				
	0-4 (1986-1990)	5-9 (1981-1985)	10-14 (1976-1980)	15-19 (1971-1975)	20-24 (1966-1970)	0-4 (1993-1997)	5-9 (1988-1992)	10-14 (1983-1987)	15-19 (1978-1982)	
15-19	164	208	207	197	202	142	168	189	177	
20-24	282	295	297	308	284	237	296	292	303	
25-29	260	284	288	282	294	244	271	283	306	
30-34	228	241	237	250		189	242	256	234	
35-39	149	168	196			136	187	202		
40-44	62	88				63	136			
45-49	20					20				
ISF ou cumul des taux	5,83	6,42	6,13	5,19	3,90	5,16	6,50	6,11	5,10	
	2004									
	0-4 (2000-2004)	5-9 (1995-1999)	10-14 (1990-1994)	15-19 (1985-1989)						
15-19	141	160	169	190						
20-24	242	248	283	309						
25-29	236	275	277	297						
30-34	200	227	253	268						
35-39	137	149	198							
40-44	58	101								
45-49	18									
ISF ou cumul des taux	5,16	5,80	5,90	5,32						

Sources :
EDS 1991, 1998 et 2004.

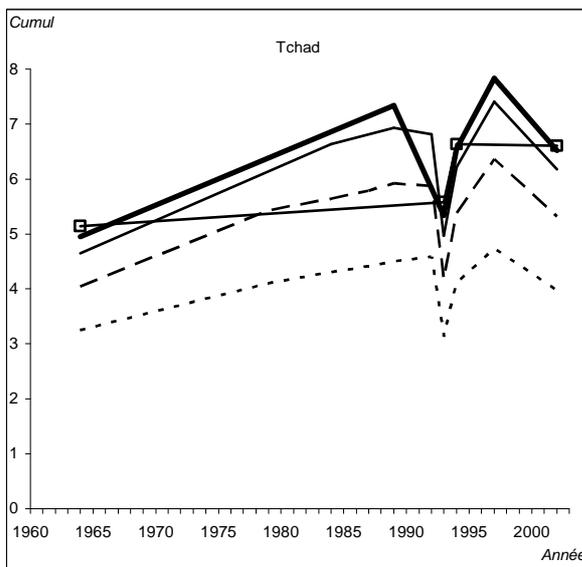
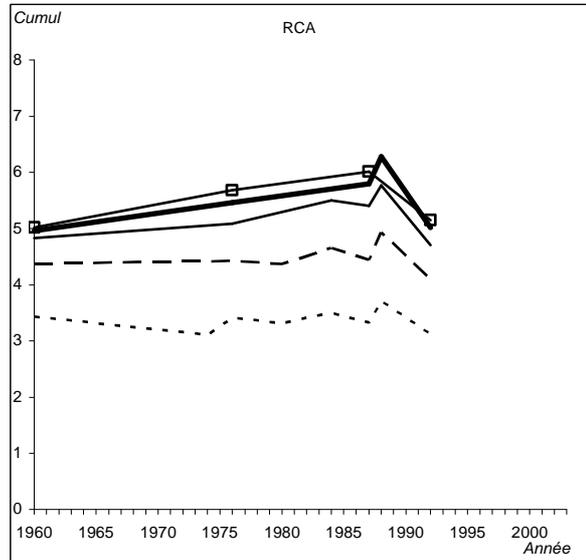
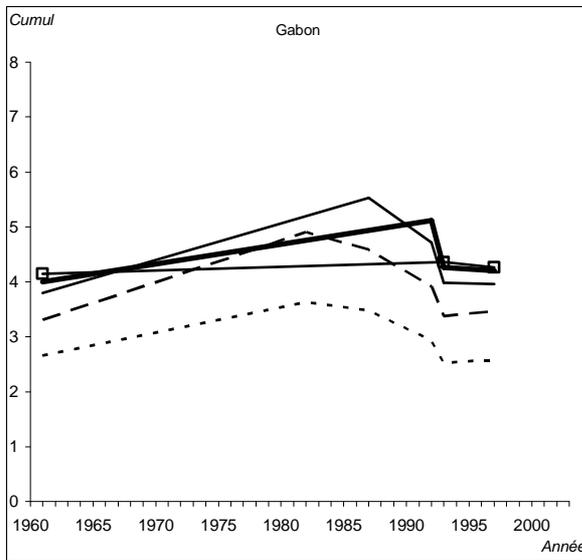
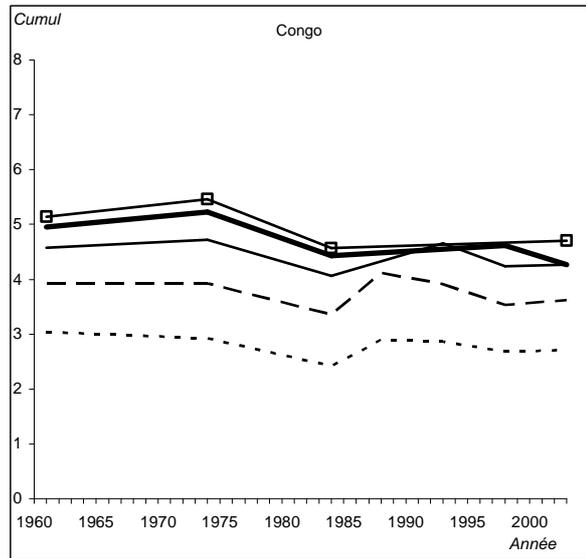
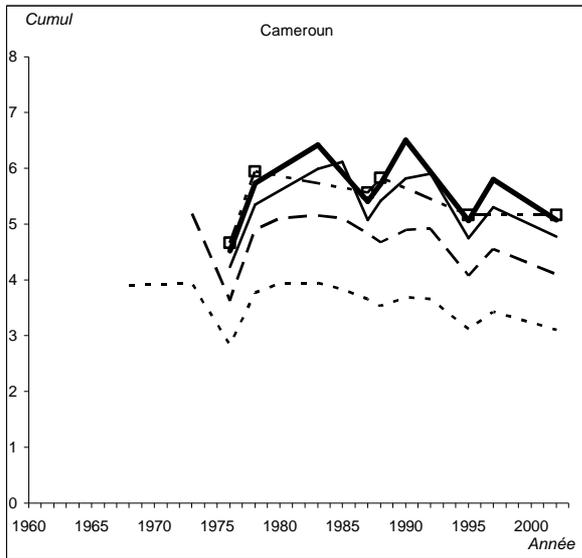
Pour mieux saisir l'évolution de la fécondité du moment, nous avons estimé les cumuls des taux de fécondité à 29, 34, 39 et 44 ans révolus figurant au tableau n° 1.5, grâce aux données du tableau n° 1.4 en nous servant du cas du Cameroun pour présenter la démarche.

Tableau n°1.5 : Cameroun. Cumuls des taux de fécondité du moment selon les périodes ayant précédé l'EMF 1978, les EDS 1991, 1998 et 2004, complétés par les cumuls des recensements 1976 et 1978.

Cumuls (en années révolues)	Périodes									
	1966,5 (1964-1968)	1968,5 (1966-1970)	1971,5 (1969-1973)	1973,5 (1971-1975)	1976 *	1976,5 (1974-1978)	1978,5 (1976-1980)	1980,5 (1978-1982)	1983,5 (1981-1985)	
15-29	1,42	3,90	2,98	3,94	2,83	3,98	3,96	3,93	3,94	
15-34	2,68		4,25	5,19	3,62	4,97	5,15	5,10	5,15	
15-39	3,85		5,21		4,23	5,61			5,99	
15-44	4,71		5,99		4,52	6,01			6,42	
15-49	5,21		6,35		4,66	6,16				
	Périodes (suite)									
	1985,5 (1983-1987)	1987*	1987,5 (1985-1989)	1988,5 (1985-1989)	1990,5 (1988-1992)	1992,5 (1990-1994)	1995,5 (1993-1997)	1997,5 (1995-1999)	2002,5 (2000-2004)	
15-29 ans	3,82	3,32	3,98	3,53	3,68	3,65	3,12	3,42	3,10	
15-34 ans	5,10	4,34	5,32	4,67	4,89	4,91	4,07	4,55	4,10	
15-39 ans	6,11	5,07		5,42	5,82	5,90	4,75	5,30	4,78	
15-44 ans		5,41		5,72	6,50		5,06	5,80	5,07	
15-49 ans		5,56		5,83			5,16		5,16	

* Année de recensement
Sources :
Cf. tableaux n°1.2 et 1.4.

Ces cumuls sont représentés dans le graphique n° 1.4, ainsi que ceux des autres pays dont les données figurent en annexe 1. Les courbes du graphique 1.4 montrent la différence des sources de données. Le recensement sous estime systématiquement la fécondité du moment.



- 15-29 ans
- - - - - 15-34 ans
- 15-39 ans
- 15-44 ans
- 15-49 ans

Graphique n° 1.4 : Evolution des cumuls des taux de fécondité, toutes sources confondues, de 1960 à 2003, par pays.

Les écarts entre les cumuls 15-29 ans et 15-34 ans révolus sont plus élevés que les écarts entre les cumuls successifs au delà de 15-34 ans révolus. Ces écarts diminuent avec l'âge. On peut en déduire que l'essentiel de la fécondité du moment a lieu avant 35 ans.

Deux groupes de pays sont à distinguer, selon que l'ISF baisse ou augmente sur la période observée (1960-2003). Comme on peut le constater sur le graphique ci-dessus, le Cameroun, le Congo et le Gabon sont les pays qui voient leur ISF baisser. Pour les deux pays restant, la RCA et le Tchad, l'ISF augmente nettement pour le premier et légèrement pour le second.

Le recours aux données des EDS permet de comparer les indices d'intensité de différentes sources utilisées (voir tableau n° 1.6). Les années de recensement coïncident presque toujours avec des faibles ISF, quelque soit le pays.

Tableau n°1.6 : Comparaison des ISF ou cumuls selon les EMF et EDS et les autres sources pour différents pays.

Pays, source et année de collecte	ISF selon la période ayant précédé l'EMF ou l'EDS				Autres sources	
	0-4 ans	5-9 ans	10-14 ans	15-19 ans	Recensement	Enquête
Cameroun						
EMF 1978	6,16	6,35	5,21			
EDS 2004	5,16	5,80*	5,90**	5,32***		
EDS 1998	5,16	6,50*	6,11**	5,10***		
EDS 1991	5,83	6,42*	6,13**	5,19***		
RGPH 1987					5,56	
RGPH 1976					4,66	
Congo						
EDS 2005	4,80					
RGPH 1984					4,57	
RGPH 1974					5,46	
Enquête 1960-1961						5,14
Gabon						
EDS 2000	4,26	5,11*	5,53**	4,90***		
RGPH 1993					4,15	
Enquête/Recensement 1960-1961						4,36
RCA						
EDS 1994-1995 ^a	5,15	6,28*	5,50**	4,36***		
RGPH 1988					6,01	
RGPH 1975					5,68	
Enquête 1959-1960						5,01
Tchad						
EDS 2004	6,61	7,84*	6,82**	5,78***		
EDS 1996-1997	6,63	7,34*	6,63**	5,42***		
RGPH 1993					5,58	
Enquête 1964						5,14
<p>*Cumuls 15-44 ans ; **Cumuls 15-39 ans ; ***Cumuls 15-34 ans. a : périodes de 4 ans avant l'enquête, soit 0-3 ans, 4-7 ans, 8-11 ans Sources : Cameroun : EMF 1978 ; EDS 1991, 1998 et 2004 ; RGPH 1976 et 1987. Congo : Enquête 1960-1961, EDS 2005, RGPH 1974 et 1984. Gabon : Enquête/Recensement 1960-1961, EDS 2000, RGPH 1993. RCA : Enquête 1959-1960, EDS 1994-1995, RGPH 1975 et 1988. Tchad : Enquête 1964 et Tableau 4.F annexe A I - 1.</p>						

A noter que les pays ayant le niveau de l'ISF relativement le plus élevé sont également ceux où l'ISF augmente. Les pays ayant un ISF relativement plus faible enregistrent soit une légère baisse soit une quasi stabilité. Le Cameroun, bien que connaissant une baisse de l'ISF, déroge à cette « règle » car le niveau de son ISF est plutôt proche d'un pays comme la RCA.

Plusieurs raisons peuvent être avancées pour tenter d'expliquer l'évolution de l'ISF dans les différents pays. Tout d'abord, des efforts ont été fournis sur le plan sanitaire pour améliorer les conditions de reproduction des femmes afin de mettre un terme à l'hypofécondité qui prévaut dans cette partie du continent africain. Dans certains pays, on met en place, parallèlement à l'amélioration des conditions sanitaires, des programmes de planification familiale qui contribuent à améliorer la fécondité conjoncturelle. Dans ce dernier cas, il peut en résulter une augmentation de la fécondité si à côté de ces programmes il n'y a pas de changements sociaux par exemple dans la scolarisation des femmes. A contrario, la fécondité peut diminuer si en plus des changements sociaux se développe la pratique contraceptive. A titre d'illustration, nous pouvons noter que les proportions d'adultes analphabètes² des pays où l'ISF baisse sont inférieures à celles des pays où ce dernier augmente. La proportion d'adultes analphabètes au Cameroun et au Congo est passée, de 1970 à 2006, respectivement de 70,2 % à 32,1 %, et de 67,1 % à 13,4%. Dans la même période cette proportion est passée de 86 % à 51,4 %, et de 90,7 % à 74,3 %, respectivement pour la RCA et le Tchad (cette proportion est de 49,3 % en 2005 pour ce pays). Enfin, le développement de l'observation démographique induit une bonne mesure des indicateurs qui montrent clairement les tendances de l'évolution ou tout simplement le niveau vraisemblable de ces indicateurs.

Le Cameroun est l'illustration du pays qui connaît des changements sociaux et sanitaires de nature à faire baisser son ISF. Si on ajoute l'amélioration de la collecte, on peut penser que la baisse de l'ISF de ce pays est plus près de la réalité. A l'inverse, la RCA et le Tchad sont des pays qui connaissent peut être un essor de la fécondité conjoncturelle parce qu'il se produit des changements qui ont amélioré les conditions de reproduction.

Le Gabon est le pays qui est réputé sous fécond, mais qui disposerait d'un système sanitaire relativement plus développé parmi les pays d'Afrique centrale. S'agit-il d'une sous fécondité « culturelle » ? Les changements sociaux ont-ils un effet paradoxal en maintenant un niveau de fécondité faible ? On peut faire l'hypothèse de maintien de la sous fécondité des anciennes générations et d'un changement de comportement dans les nouvelles générations, tendant à réduire l'intensité et qui fixe leur fécondité du moment à des niveaux jugés faibles.

Le Congo est le pays qui tiendrait la légère baisse de sa fécondité du moment plus par sa situation sociopolitique marquée par des conflits civils et militaires à répétition durant ces quinze dernières années. On peut émettre l'hypothèse que des circonstances plus favorables auraient peut être conduit à une augmentation de l'ISF.

Sur un plan méthodologique, si les données l'avaient permis, il serait intéressant de confronter la fécondité du moment à la fécondité dans les générations pour juger sur des bases sûres de la plausibilité ou non du sens de l'évolution du phénomène. A défaut d'établir les relations entre les indices conjoncturels et longitudinaux en référence à la démarche de l'analyse démographique, nous allons aborder l'approche longitudinale afin d'exploiter les possibilités que nous offrent les données disponibles. Est-ce que l'approche longitudinale, malgré le peu d'intérêt qui lui est accordé dans la collecte peut constituer un moyen fiable de quantifier la fécondité et d'identifier les générations qui sont le siège de changements si changements il y avait ?

² Taux d'analphabétisme publiés par la Banque Africaine de Développement : BAD, 2007, Indicateurs sur le genre, la pauvreté et l'environnement sur les pays africains.

Section 2 L'approche longitudinale reflète le peu d'intérêt accordé à la fécondité dans les générations dans la collecte

L'analyse transversale a pour objectif d'étudier la manière dont les conditions qui prévalent au cours d'une période influencent la fécondité des générations observées pendant cette période. L'ensemble des générations est considéré comme une génération fictive à laquelle on attribue les histoires du moment de chaque génération présente.

L'analyse longitudinale ne considère plus des générations fictives mais des générations réelles. Elle permet de comprendre le déroulement du phénomène tout au long de l'histoire des générations. L'étude d'un phénomène dans une génération vise à répondre aux questions relatives à son intensité et à son calendrier.

Lors d'un recensement, on demande aux femmes le nombre total d'enfants nés vivants qu'elles ont eus durant leur vie féconde. On observe directement l'intensité de la fécondité. En revanche, il est impossible de connaître la manière dont se déroule la constitution de la descendance des femmes, faute de statistiques sur le mouvement de la population.

Dans cette section, nous allons voir comment reconstituer la fécondité des générations par une méthode indirecte, fondée sur la méthode de Brass. Avant cela, nous allons tenter d'estimer la fécondité des générations par les taux de fécondité du moment, tels que ceux fournis par les EDS.

Paragraphe 1 L'analyse longitudinale de la fécondité par les taux du moment fournis par les EDS

En reproduisant le graphique n° 1.3 pour les EDS des différents pays, nous pouvons reconstituer la fécondité des générations. Précisons que nous n'avons que des bouts d'histoires. En effet, en privilégiant l'approche transversale, les échantillons des EDS ne pouvaient pas saisir l'histoire complète des générations. L'approche longitudinale dans le cadre des EDS est donc limitée par le fait que pour les femmes les plus âgées de l'échantillon (45-49 ans) seules une partie de leurs naissances vivantes est concernée. En effet, la période rétrospective est limitée à 20 ou 25 ans, alors que la fécondité de ces femmes s'étend sur 35 ans. En se limitant à une période inférieure à 35 ans, on ne saisit que des morceaux d'histoires de ces femmes. Ces morceaux suffisent-elles à dessiner la tendance de la fécondité dans ces générations? Bien sûr qu'on ne peut pas répondre par l'affirmative, mais il est possible d'avoir quelques indications sur la fécondité des générations.

Nous allons regarder de plus près les situations du Cameroun, du Congo, du Gabon et du Tchad. Le cas de la RCA ne sera pas examiné car le classement des données par périodes de trois années révolues ne permet pas de faire la correspondance entre les taux du moment et les taux des générations. Ce classement ne coïncide pas avec l'amplitude des groupes d'âges utilisés, qui est de cinq ans.

Les données du Cameroun seront d'abord examinées du fait de sa relative richesse avec trois EDS. Nous verrons ensuite les autres pays ensemble.

1 1 Cas du Cameroun

Pour savoir si la baisse des taux dans les générations est récente nous avons également extrait les taux de fécondité des générations observées lors de l'EMF 1978 (cf. graphique n° 1.5). Pour ces dernières les taux augmentent encore des générations anciennes aux générations plus jeunes, certainement en raison de l'amélioration des conditions sanitaires de celles-ci, et le recul des tabous dictés par la coutume au fil du temps.

On peut distinguer assez clairement les générations qui commencent à manifester une baisse des taux de fécondité, comme le montre le graphique n° 1.5 basé sur les données du tableau n° 1.7 ci-dessous. Les données des EDS 1998 et 2004 l'expriment bien, celles de l'EDS 1991 le montrent un petit peu moins, mais les générations commencent à se différencier quand même. A âge égal, les anciennes générations ont des taux de fécondité plus forts que les jeunes générations.

On peut noter une certaine cohérence des données à travers certaines descendance partielles figurant dans les différentes parties du tableau n° 1.7, notamment pour un même groupe de générations à travers deux EDS. Si nous considérons que les générations 1970-1974 (EDS 2004) et 1969-1973 (EDS 1998) sont identiques à une année près, leurs descendance partielles à 24 ans (2,43 et 2,37) et 29 ans (3,65 et 3,74) ne diffèrent pas trop.

Tableau n°1.7 : Cameroun. Cumul des taux de fécondité des générations d'après l'EMF 1978 et les EDS de 1991, 1998 et 2004.

Groupe d'âges	EMF 1978						
	Groupes de générations						
	1959-1963	1954-1958	1949-1953	1944-1948	1939-1943	1934-1938	1929-1933
15-19	294	289	262	241	224	197	208
20-24		322	318	302	267	258	243
25-29			307	283	279	245	221
30-34				242	232	225	222
35-39					195	162	182
40-44						112	134
45-49							51
Descendances atteintes ou finales		3,06	4,44	5,34	5,99	6,00	6,31

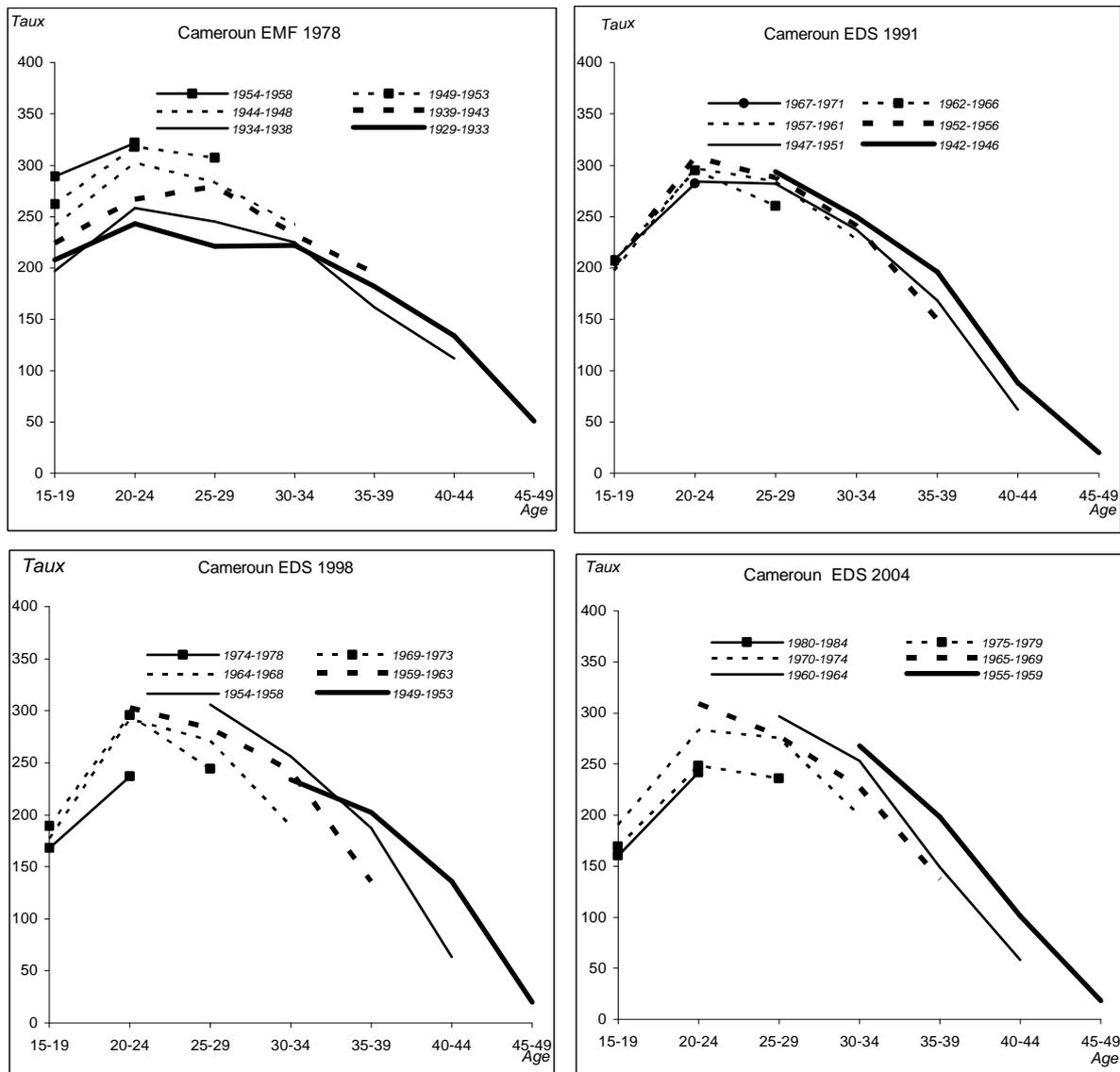
Groupes d'âges	EDS 1991						
	Groupes de générations						
	1972-1976	1967-1971	1962-1966	1957-1961	1952-1956	1947-1951	1942-1946
15-19	164	208	207	197	202		
20-24		282	295	297	308	284	
25-29			260	284	288	282	294
30-34				228	241	237	250
35-39					149	168	196
40-44						62	88
45-49							20
Descendance à 24 ans		2,45	2,51	2,47	2,55		
Descendance à 29 ans			3,81	3,89	3,99		
Descendance à 34 ans				5,03	5,94		

	EDS 1998						
	Groupes de générations						
	1979-1983	1974-1978	1969-1973	1964-1968	1959-1963	1954-1958	1949-1953
15-19	142	168	189	177			
20-24		237	296	292	303		
25-29			244	271	283	306	
30-34				189	242	256	234
35-39					136	187	202
40-44						63	136
45-49							20
Descendances à 24 ans		2,03	2,43	2,35			
Descendances à 29 ans			3,65	3,70			
Descendances à 34 ans				4,65			

	EDS 2004						
	Groupes de générations						
	1985-1989	1980-1984	1975-1979	1970-1974	1965-1969	1960-1964	1955-1959
15-19	141	160	169	190			
20-24		242	248	283	309		
25-29			236	275	277	297	
30-34				200	227	253	268
35-39					137	149	198
40-44						58	101
45-49							18
Descendances à 24 ans		2,01	2,09	2,37			
Descendances à 29 ans			3,27	3,74			
Descendances à 34 ans				4,74			

Sources :
EDS 1991, 1998 et 2004.
EMF 1978.

Cependant, on ne peut pas conclure à une cohérence totale des données sur la base d'un seul groupe de générations.



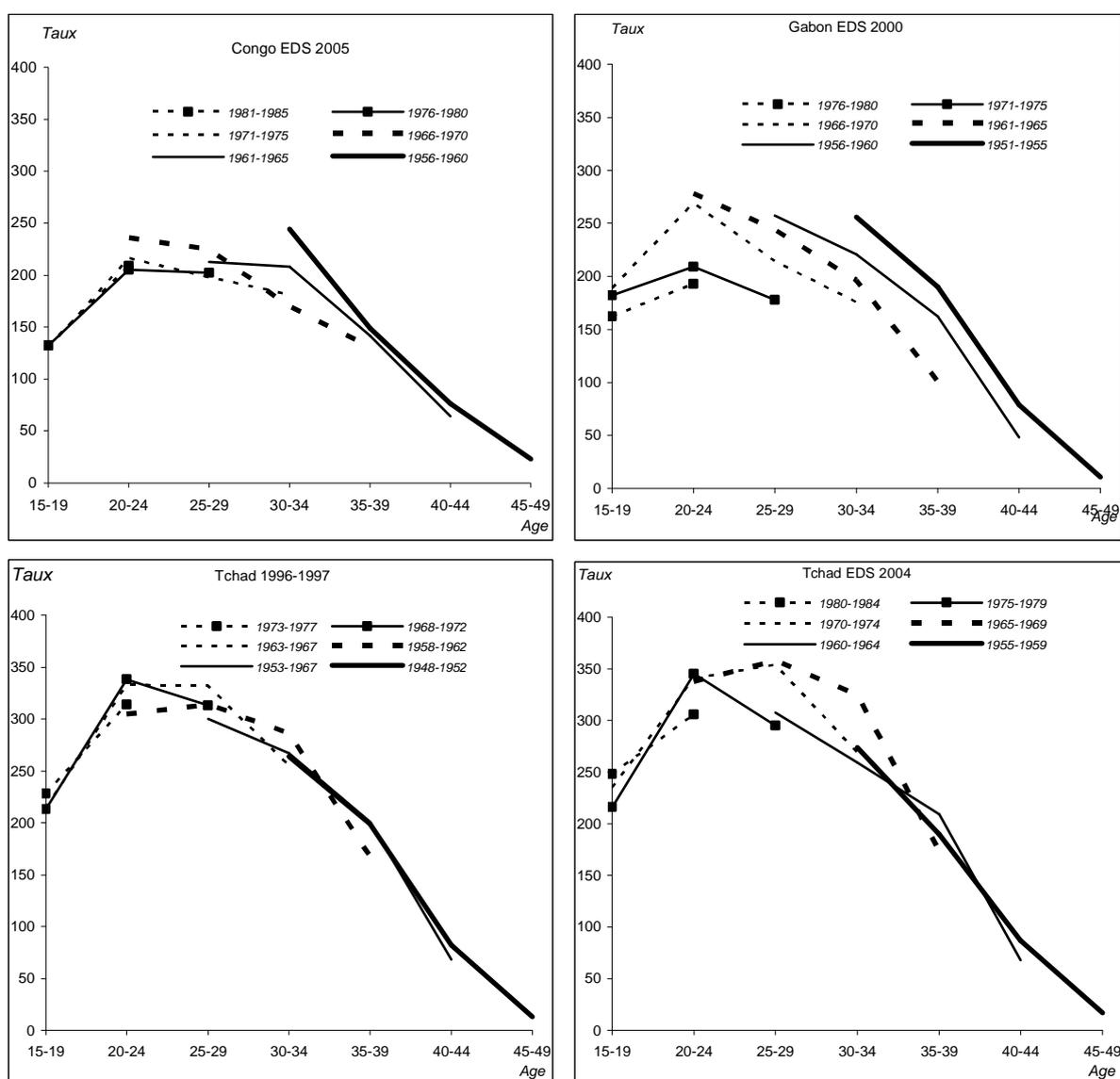
Graphique n° 1.5 : Cameroun. Taux de fécondité (pour 1000) dans les générations selon les déclarations des mères observées lors de l'EMF 1978 et des EDS 1991, 1998 et 2004.

Nous avons la certitude que la fécondité des générations camerounaises observées par les EDS commence à baisser. Le même constat a été fait concernant la fécondité du moment. Une ultime étape serait de savoir comment les modifications de l'intensité transversale se traduisent dans l'intensité longitudinale et vice-versa, si les données l'avaient permis. La situation des autres pays n'est pas très différente, car ils sont moins nantis en données démographiques. Loin de constituer un motif de désintérêt, il importe de voir comment évolue la fécondité des générations afin de dresser un tableau d'ensemble de l'évolution de la fécondité.

1.2 Cas des pays ayant effectué moins de trois EDS : Congo, Gabon et Tchad

Les générations des Tchadiennes ne se distinguent pas encore (cf. graphique n° 1.6). On en conclurait à une stabilité de la descendance finale des femmes selon les EDS 1996-1997 et 2004.

Sans hésitation, la fécondité des générations gabonaises diminue des anciennes au plus jeunes générations, d'après l'EDS 2000. Ce constat vaut également pour le Congo (EDS 2005).



Graphique n° 1.6 : Taux de fécondité (pour 1000) dans les générations selon les déclarations des mères observées au Congo (EDS 2005), au Gabon (EDS 2000) et au Tchad (EDS 1996-1997 et 2004).

Des quatre pays que nous venons d'examiner, le Cameroun, le Congo et le Gabon voient leur descendance finale diminuer, alors que c'est le statu quo pour le Tchad. Les trois premiers (surtout le Cameroun) sont également ceux pour lesquels l'ISF baisse, au contraire du Tchad qui enregistre une hausse de l'ISF.

Certains pays d'Afrique subsaharienne sont entrés dans la deuxième phase de la transition (baisse de la fécondité), mais il manque encore des éléments d'étude pour apporter une preuve irréfutable. Les résultats concernant la fécondité des générations d'après les EDS du Cameroun, du Gabon et, dans une moindre mesure, du Congo semblent en accord avec ce qui serait devenu une réalité. Mais à ce stade de notre travail, et au vu des outils à notre disposition, il est difficile de s'en tenir à ce constat, d'un point de vue méthodologique.

Nous allons donc tenter de comprendre les mécanismes qui sont à l'origine de ces évolutions de la fécondité. L'ISF, qui mesure la fécondité du moment, est un mélange de la fécondité passée des femmes observées chaque période et la fécondité de ladite période, tous rangs de naissance et toutes situations matrimoniales confondus. L'ISF est alors qualifié de somme des naissances réduites. Il serait intéressant de séparer les deux effets qui interviennent dans la formation de l'ISF pour bien comprendre l'évolution de la fécondité. On procéderait alors comme dans l'étude de la nuptialité du moment des célibataires. L'indice synthétique, la somme des premiers mariages réduits, est un mélange de la nuptialité passée et de la nuptialité du moment des cohortes observées (Perron, 1991). Perron a décomposé l'indice synthétique en deux composantes, selon que la nuptialité du moment est restituée indépendamment du passé ou non.

Il nous est difficile de connaître avec précision la fécondité passée des générations par les sources traditionnelles et les EDS. Il aurait fallu estimer l'intensité de la fécondité, qui est difficile à obtenir lorsque les événements ne sont pas datés. Cependant, il est possible de reconstituer la fécondité des générations à base des descendance observées lors d'un recensement ou d'une enquête. En ajoutant la reconstitution des générations aux éléments déjà obtenus, les tendances de l'évolution de la fécondité pourraient se dessiner plus clairement.

Paragraphe 2 La reconstitution de la fécondité des générations à partir d'une opération de collecte

A défaut de suivre le déroulement de la fécondité par observation continue, on fait de l'observation rétrospective. La descendance observée est bien l'intensité du phénomène, mais on ne sait rien de son calendrier ou de la manifestation du phénomène à travers le temps. En effet, lors de la collecte la date de survenance des événements n'est pas enregistrée.

Le travail consiste à faire en quelque sorte le cheminement inverse à celui de la synthèse des taux de fécondité. Cela revient à décomposer les descendance finales ou atteintes en taux de fécondité par âge.

Examinons d'abord les descendance observées lors des recensements et des enquêtes par sondage (opération classique).

2 1 Descendance observées lors des recensements et des enquêtes par sondage

Les descendance atteintes et finales sont des cumuls des taux de fécondité dans les générations avant et à 44 ans ou à 49 ans révolus. Reconstituer la fécondité des générations c'est retrouver les taux de fécondité dont la synthèse donne la descendance atteinte ou finale observée.

Suivant le modèle de la table de mortalité, on peut construire un tableau de fécondité. Comme la similitude entre la fécondité (avec événements renouvelables) et la mortalité n'est que partielle, le terme de tableau est préféré à celui de table. L'effectif de la population qui échappe à l'événement étudié et aux événements perturbateurs dans une table de mortalité n'a pas d'équivalent dans un tableau de fécondité. Pour ce dernier, on est en présence de la population qui échappe aux événements perturbateurs sortie et ayant échappé ou non à l'événement étudié. Il n'existe pas non plus l'équivalent de la probabilité de vivre l'événement étudié de la table de mortalité dans un tableau de fécondité. Enfin, l'intensité de la mortalité est égale à 1, alors que celle de la fécondité est le nombre moyen d'événements par tête.

A noter que l'analyse de la fécondité avec événements renouvelables débouche sur l'estimation des taux de deuxième catégorie du fait que la population étudiée ne sort pas de la population observée par la survenue de l'événement étudié.

En l'absence d'événements perturbateurs, l'effectif de la génération observée à partir de 15 ans ne change pas jusqu'à 49 ans révolus. Mais la réalité en est très éloignée. En effet, l'effectif des femmes est réduit à chaque âge sous l'effet des phénomènes perturbateurs, surtout la mortalité. Dans un pays d'immigration, l'entrée massive dans le territoire national des femmes en âge de procréer modifie la taille de la génération. Il faut que ces femmes aient le même comportement que celles qu'on étudie. Si l'hypothèse d'indépendance est vérifiée, et s'il y a continuité, c'est à dire que si le changement d'états des femmes n'altère pas l'homogénéité de la cohorte, la descendance partielle ou finale observée est la bonne.

Nous allons passer en revue l'ensemble des pays étudiés. Le Cameroun dont les statistiques sur les naissances vivantes totales des femmes ne sont pas disponibles, ne sera abordé qu'au moyen des données des EDS, elles-mêmes ne servant qu'à titre de comparaison. Les descendance du Congo figurent au tableau n° 1.8 alors que celles des autres pays (Gabon, RCA, Tchad) figurent en annexe (A I-3, tableaux 17F à 20F). Les courbes des différents pays sont représentées sur le graphique n° 1.7.

Tableau n°1.8 : Congo. Descendances finales ou atteintes observées en 1960-1961, 1974 et 1984.

Groupe d'âges	1960-1961							1974						
	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance			Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	15400	3300	3400	6700	0,21	0,22	0,44	63055	11741	11549	23290	0,19	0,18	0,37
20-24	22300	17700	16700	34400	0,79	0,75	1,54	50352	41998	41552	83550	0,83	0,83	1,66
25-29	20100	25800	25800	51600	1,28	1,28	2,57	43421	68256	67762	136018	1,57	1,56	3,13
30-34	28300	46800	46400	93200	1,65	1,64	3,29	35915	72971	73361	146332	2,03	2,04	4,07
35-39	22000	42100	42300	84400	1,91	1,92	3,84	38972	89514	88950	178464	2,30	2,28	4,58
40-44	30000	61900	61800	123700	2,06	2,06	4,12	34548	80949	81682	162631	2,34	2,36	4,71
45-49	18800	36500	36100	72600	1,94	1,92	3,86	31644	70712	70555	141267	2,23	2,23	4,46
50-54	17400	39000	38900	77900	2,24	2,24	4,48	27950	58519	58999	117518	2,09	2,11	4,20
55-59	8500	18500	19300	37800	2,18	2,27	4,45	22978	45381	45664	91045	1,97	1,99	3,96
60-64								16568	31304	31719	63023	1,89	1,91	3,80
	1984													
15-19	108226			52414			0,48							
20-24	87827			119585			1,36							
25-29	70333			189472			2,69							
30-34	53119			212632			4,00							
35-39	43747			218429			4,99							
40-44	34640			183144			5,29							

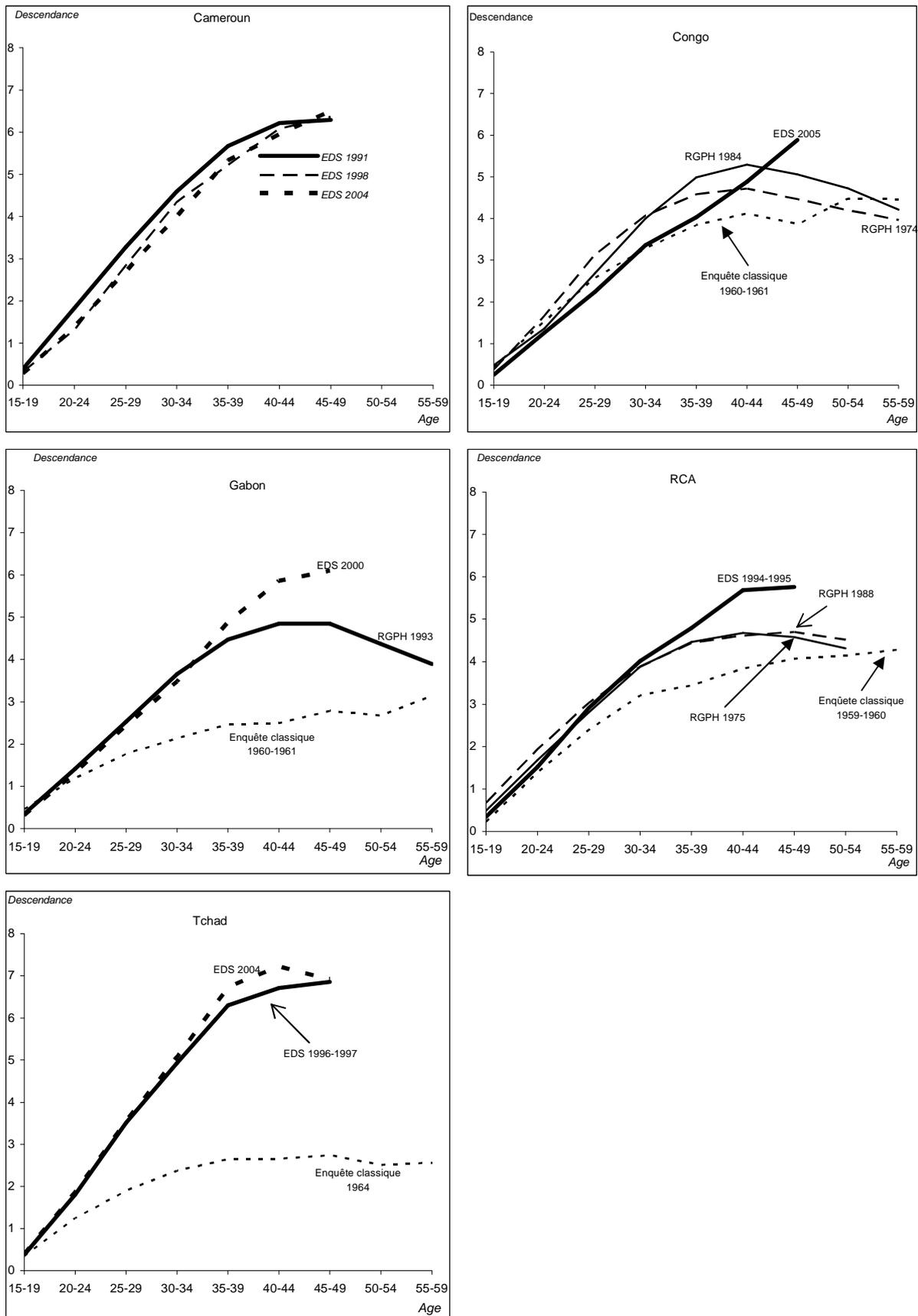
Suite tableau n° 1.8							
45-49	35897			181719			5,06
50-54	31045			146437			4,72
55-59	26508			111858			4,22
SM=Sexe masculin, SF=Sexe féminin, T=Total							
<i>Sources :</i>							
Enquête par sondage portant sur 75 % de la population, 1960-1961.							
RGPH 1974 et 1984.							

Les descendances atteintes ou finales obtenues lors des enquêtes par sondage sont inférieures à celles des recensements, pour un même groupe d'âges et quelque soit le pays. Par curiosité, nous avons représenté en même temps les courbes des EDS. Celles-ci sont presque toutes au dessus des descendances des recensements

Les enquêtes classiques avaient porté sur l'espace rural, à l'exception du Gabon dont l'enquête par sondage était couplée avec un recensement. Malgré la différence des sources, les descendances du Tchad et du Gabon sont, à peu de chose près, égales. S'agit-il d'une fécondité affectée par un milieu rural défavorisé, ou d'une collecte défailante ? L'allure générale des courbes laisse penser que l'observation est à certains égards assez bonne, en dépit de quelques irrégularités visibles sur la courbe du Congo, principalement pour la descendance à 45-49 ans. Le Gabon présente également ces irrégularités, avec une ampleur plus faible, s'agissant des descendances atteinte à 40-44 ans et finale à 50-54 ans.

La comparaison avec les RGPH permet de souligner les écarts, pour un même groupe d'âges, entre descendances atteintes ou finales au détriment des données d'enquête. Il y a surtout le fait que les courbes décrivent une trajectoire parabolique. La décroissance après un maximum traduit la mauvaise déclaration des naissances vivantes totales après 45 ans ou 50 ans. Les pentes de la partie ascendante des courbes, en revanche, témoignent d'un même régime de fécondité pour le Congo, le Gabon et la RCA.

La prise en compte des descendances obtenues par les EDS nous donne des éléments d'appréciation de la forme des courbes des descendances atteintes et finales. Là où la comparaison est possible, les descendances observées par EDS sont au dessus de celles obtenues par recensement ou enquête classique. La différence entre descendances finales, selon la source est considérable pour le Tchad. L'absence des données du RGPH 1993 l'explique en partie. Si ces données avaient été disponibles, les écarts avec les descendances enregistrées en 1993 seraient sans doute réduits. C'est ce que montrent les courbes du Gabon et de la RCA avec les valeurs des recensements encadrées par celles des EDS et des enquêtes classiques. On pourrait attribuer ces écarts à une double amélioration de l'observation au fil des générations et des conditions de la reproduction avec son corollaire le recul de la stérilité.



Graphique n° 1.7: Descendances atteintes ou finales observées lors des EDS, des enquêtes par sondage et (ou) des RGPH selon le pays.

La forme des courbes des descendance peut constituer un indicateur des changements de la fécondité dans les générations, c'est à dire que la descendance finale va varier en fonction des générations. La pente des courbes ne faiblit pas jusqu'à 30-34 ans comme le montre les résultats des enquêtes classiques, jusqu'à 35-39 ans pour ceux des recensements et à 40-44 ans pour ceux des EDS. A noter que cette pente est presque la même pour tous les pays, ce qui pourrait signifier qu'aucun pays n'a encore connu un changement significatif de la fécondité en longitudinal. On peut supposer que pour les pays qui montrent des signes d'infléchissement de la fécondité son ampleur reste encore limitée.

De ce qui précède, il est possible d'émettre des hypothèses sur l'évolution de la fécondité longitudinale, mais il est encore difficile d'identifier les générations à l'origine d'une telle évolution. La collecte des données n'intègre pas encore cette préoccupation. Il n'empêche qu'on peut essayer d'établir les relations entre fécondité du moment et fécondité dans les générations, pour voir s'il ne se dégage pas des générations qui contribueraient à un certain essor de la fécondité ou au contraire qui seraient responsables d'une baisse ou d'une invariabilité de la fécondité.

2 2 Les relations entre les taux de fécondité du moment et les taux de fécondité dans les générations

Jusque là nous avons considéré la fécondité du moment et sa synthèse, le cumul des taux de fécondité ou l'indice synthétique de fécondité. Cette synthèse est affectée d'un biais relatif à la période à laquelle se rapporte les événements formant le numérateur du taux de fécondité. Cette période, dans les recensements ou les enquêtes par sondage, est celle des douze derniers mois avant la collecte. Ce biais est attribué à toutes les femmes quel que soit leur âge.

D'un autre côté, nous avons estimé les descendance atteintes et finales ou parités. Ces dernières sont des synthèses des taux de fécondité dans les générations. Ces synthèses sont affectées d'un autre type de biais, l'omission de certains enfants, surtout ceux qui décèdent peu après la naissance, parmi le nombre total d'enfants nés vivants.

A la différence du biais relatif à la période qui précède la collecte, le biais affectant les parités est surtout le fait des femmes de plus de 30 ans. Ces femmes sont plus susceptibles d'être victimes du défaut de mémoire que les femmes plus jeunes.

Si la fécondité était invariable d'une génération à une autre, l'indice synthétique de fécondité serait égal à la descendance finale.

La méthode de Brass³ consiste à comparer les parités et les cumuls des taux de fécondité du moment. Les parités sont notées P et les cumuls des taux de fécondité F . Le rapport P/F permet de comparer l'évolution des deux grandeurs.

En l'absence d'erreurs d'observation, l'évolution de P/F est constante si la fécondité était invariable. En tenant compte des biais qui affectent P et F , les descendance atteintes et les cumuls des taux de fécondité divergent au-delà de 30 ans. Si P/F est inférieur à 1, les femmes ont tendance à déclarer les naissances qui ont eu lieu au-delà de la période des douze derniers mois avant la collecte. C'est l'effet de télescopage. Un rapport P/F supérieur à 1 traduit l'omission de certaines naissances survenues dans la période des douze derniers mois.

³ La méthode de Brass est présentée dans un ouvrage collectif que ce dernier a co-écrit. Brass et al., 1968, The demography of Tropical Africa, Princeton university press, 539 p.

Plus exactement, il s'agit de la mauvaise définition de ladite période dans le sens de son raccourcissement.

Si on fait l'hypothèse que le biais relatif à la définition de la période de référence de la fécondité du moment est le même quelque soit l'âge, on utilise les rapports P/F des femmes de 20-24 et 25-29 ans pour redresser les taux de fécondité du moment. A noter que les déclarations des femmes de 15-19 ans ne sont pas très fiables, elles ne sont pas prises en compte dans les rapports P/F , pour faire les redressements.

L'hypothèse de l'équivalence entre fécondité transversale et fécondité longitudinale est le pilier de la méthode de Brass. Elle était réaliste à l'époque – dans les années 60- où il avait formulé sa démarche. Depuis les années 70, on constate une amorce de changement de la fécondité. Certains pays d'Afrique avaient entamé la deuxième phase de la transition démographique. Le rapport P/F ne mesure plus un biais, mais indique les premiers signes de la divergence entre fécondité transversale et fécondité longitudinale.

Cette nouvelle situation rend caduque la méthode de Brass dans son objectif de correctif des données sur la fécondité. Cette méthode, en revanche, peut être utilisée pour reconstituer la fécondité passée.

Pour retrouver le cheminement de la fécondité passée d'une génération par la descendance atteinte, nous nous inspirons de la démarche proposée par Courbage et Fargues⁴.

Si $f(x,t)$ est le taux de fécondité générale des femmes d'âge x au temps t . Si R est l'instant du recensement et α l'âge minimum de procréation, $f(x,t)$ devient $f(x,R)$ et la parité $P(i)$, $i=1(15-19)$, $2(20-24)$, ..., $7(45-49)$ est égale à :

$$P(i) = \int_{x=\alpha}^i f(x, R-i+x) dx \quad (1)$$

La parité d'une génération à un certain âge, et à la date de collecte correspondante, est le cumul des taux de fécondité de la génération. Ne disposant que des taux de fécondité du moment, il va falloir exprimer le taux de fécondité des générations en fonction du taux du moment. Si on considère que les taux des générations sont des fonctions linéaires des taux du moment, alors :

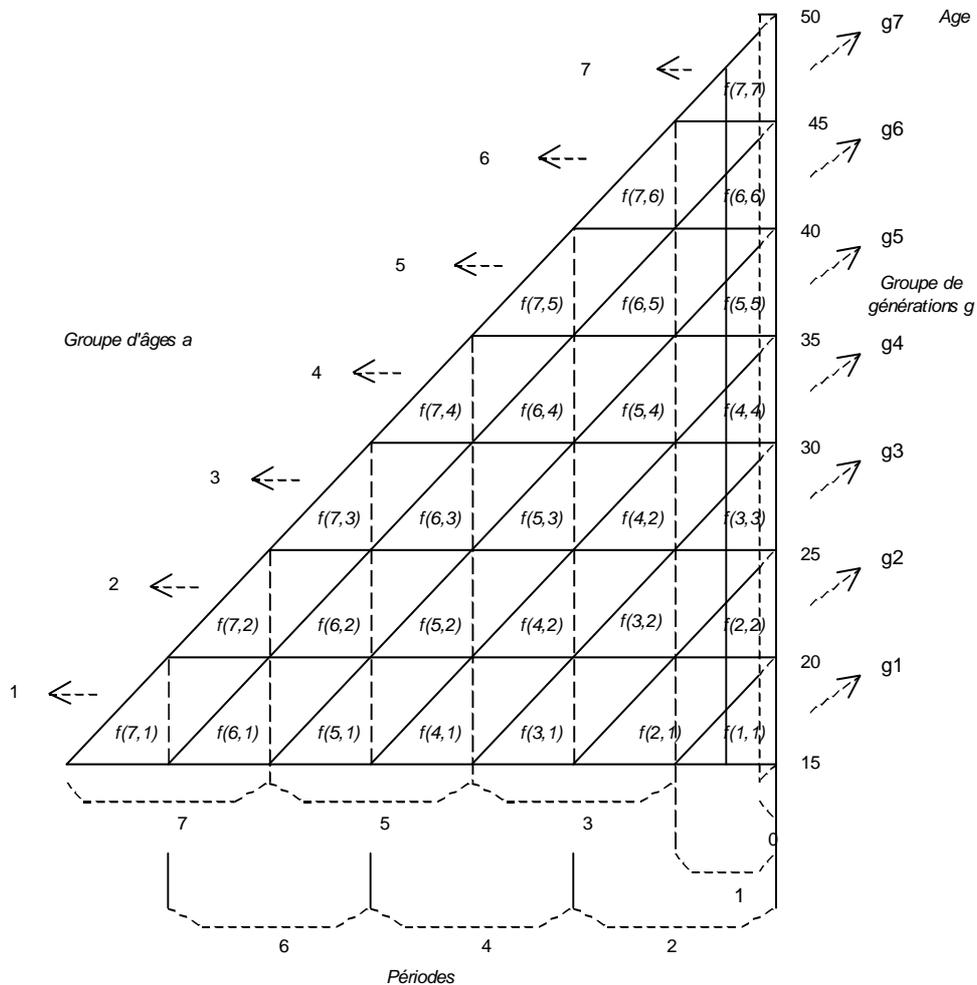
$$f(x, R-i+x) = f(x, R) + (i-x)k_{x,i} f(x, R) \quad (2)$$

où $k_{x,i}$ est un coefficient qui dépend de l'âge et de la génération i .

Le taux à l'âge x de la génération i est exprimé en fonction du taux du moment au même âge, de la durée (en années) qui sépare le moment où les membres de la génération atteignent l'âge x et la date de la collecte, et de la variation annuelle moyenne relative de la fécondité à l'âge x de la génération et la fécondité du moment au même âge.

Il faut passer du raisonnement continu au raisonnement discret pour tenir compte du classement des données sur la fécondité. Les effectifs sont classés en groupes quinquennaux. Le graphique n° 1.8 ci-dessous nous sert de support.

⁴ Courbage Y., Fargues P., 1987, « Reconstitution de la fécondité passée à l'aide d'un seul recensement dans les pays à statistiques incomplètes », Population, n° 3, pp. 449-468.



Graphique n° 1.8 : Diagramme de Lexis permettant de repérer les taux par groupes d'âges et de générations.

Soit $f(g,a)$ le taux de fécondité dans le groupe d'âges a et de générations g . Lorsque $a < g$, ce taux s'inscrit dans un parallélogramme (à base horizontale et en traits pleins). La fécondité est achevée dans ce groupe d'âges. Les femmes des générations considérées ont procréé $5f(g,a)$ naissances en moyenne.

Lorsque $a = g$, le taux figure dans un triangle. Au moment de la collecte la fécondité du groupe d'âges est inachevée. Les femmes ont procréé en moyenne $w_g f(g,g)$ naissances. La fraction de la descendance constituée 1 an avant le recensement, dans le groupe d'âges g , est $w_g/5$.

La parité d'un groupe de générations est :

$$P(g) = 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(g,a) + w_g f(g,g) \quad (3).$$

Comme nous ne connaissons que les taux $f(a)$, les taux $f(g,a)$ seront exprimés en fonction de ces derniers et des parités.

$f(g,a) = f(a)$ si la fécondité était invariable, c'est à dire que les taux de fécondité par âge du moment étaient égaux aux taux de fécondité par âge dans les générations. Selon le schéma du Lexis au graphique n° 1.8, nous sommes dans les parallélogrammes et $a < g$.

Dans les triangles $a = g$; $f(g,g) = w_a f(a) / 2,5$.

Il reste à exprimer les taux de fécondité par âge des générations dans le passé en fonction des taux par âge du moment observés lors de la collecte. Ces taux dans le passé sont fonction de la durée écoulée entre la date où la génération considérée avait l'âge a et la date de la collecte, de la variation annuelle moyenne de la fécondité notée $k_{g,a}$. Les auteurs adoptent une périodisation spécifique et notent les périodes $g-a+1$ et la durée, d_{g-a+1} .

$$f(g, a) = f(a) \left[1 + k_{g,a} d_{g-a+1} \right] \quad (4)$$

Lorsque les taux de fécondité du moment sont estimés à l'aide des naissances des douze derniers mois, nous sommes à la période "0" centrée sur la date $R-0,5$. R est la date du recensement. Dans le tableau n° 1.9 nous récapitulons toutes les périodes englobant l'histoire génésique de la génération la plus ancienne (histoire complète) à la génération la plus récente à partir de la date de la collecte R .

Tableau n°1.9 : Tableau récapitulatif du temps écoulé entre la fécondité des générations et la fécondité à la date de la collecte.

Période g-a+1	Date centrale	Distance à la période "0" d_{g-a+1}
0	R-0,5	(0 an)
1	R-2,5	2,0 ans ou 0 an*
2	R-5,0	4,5 ans
3	R-10,0	9,5 ans
4	R-15,0	14,5 ans
5	R-20,0	19,5 ans
6	R-25,0	24,5 ans
7	R-30,0	29,5 ans

* Si la date était centrée sur la période 1. C'est aussi le cas lorsque les naissances sont celles d'une période actuelle rétrospective de 5 ans.

Source : Courbage Y., Fargues P., 1987, "Reconstruction de la fécondité passée à l'aide d'un seul recensement dans les pays à statistiques imparfaites", *Population*, n°3, pp. 449-468.

Nous avons deux groupes d'inconnues que sont les facteurs w et les facteurs k . Pour limiter le nombre des inconnues on admet que la variation annuelle moyenne k dépend de trois facteurs :

- le facteur génération : $k_{g,a} = k_g \forall a$
- le facteur âge : $k_{g,a} = k_a \forall g$
- le facteur période : $k_{g,a} = k_{g-a+1} \forall (g, a)$.

Lorsque k dépend de la génération, $f(g, a) = f(a) \left[1 + k_g d_{g-a+1} \right]$

En remplaçant $f(g, a)$ dans (3), $P(g)$ devient :

$$P(g) = 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) \left[1 + k_g d_{g-a+1} \right] + w_g f(g) \left[1 + k_g d_1 \right]$$

On tire k_g :

$$k_g = \frac{P(g) - \left[5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) + w_g f(g) \right]}{5 \sum_{a=1}^{g-1} d_{g-a+1} f(a) + d_1 w_g f(g)} \quad (5)$$

L'expression entre crochet au numérateur est la fécondité cumulée jusqu'au groupe g notée $F(g)$ par Brass. k_g se calcule indépendamment de k_a , $k_{g,a}$ et k_{g-a+1} .

Lorsque le coefficient k est attaché à l'âge,

$$f(g, a) = f(a) [1 + k_a d_{g-a+1}] \text{ et}$$

$$P(g) = 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) [1 + k_a d_{g-a+1}] + w_g f(g) [1 + k_g d_1]$$

$$k_g = \frac{P(g) - \left\{ 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) [1 + k_a d_{g-a+1}] + w_g f(g) \right\}}{w_g f(g) d_1} \quad (6)$$

Le coefficient k_g dépend des $(g-1)$ coefficients précédents. Pour $g=1$,

$$k_1 = \frac{P(1) - w_1 f(1)}{w_1 f(1) d_1}$$

Les autres k_g ($g > 1$) sont calculés en fonction de k_1 .

Pour k attaché à la période et en admettant un calendrier transversal de fécondité invariable dans le temps,

$$f(g, a) = f(a) [1 + k_{g-a+1} d_{g-a+1}] \text{ et}$$

$$P(g) = 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) [1 + k_{g-a+1} d_{g-a+1}] + w_g f(g) [1 + k_1 d_1]$$

$$k_g = \frac{P(g) - 5 f(1) - 5 \sum_{a=2}^{g-1} f(a) [1 + k_{g-a+1} d_{g-a+1}]}{5 f(1) d_g} - \frac{w_g f(g) [1 + k_1 d_1]}{5 f(1) d_g} \quad (7)$$

Après avoir présenté la démarche, nous pouvons l'appliquer aux pays que nous étudions, à la condition que les données disponibles le permettent.

La première étape sera consacrée à l'estimation des taux de fécondité comparables directement aux parités observées. Nous partirons des taux estimés à l'aide des naissances des douze derniers mois avant la collecte. Ces taux sont transformés par interpolation non linéaire. Les coefficients utilisés, dus à Brass, sont présentés dans le tableau n° 1.10.

Tableau n°1.10 : Coefficients servant à calculer les facteurs de pondération applicables aux taux de fécondité pour passer des groupes d'âges décalés de six mois aux groupes d'âges habituels.

Groupes d'âge	Indice	Coefficients		
		x(i)	y(i)	z(i)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
15-19	1	0,031	2,287	0,114
20-24	2	0,068	0,999	-0,233
25-29	3	0,094	1,219	-0,977
30-34	4	0,120	1,139	-1,531
35-39	5	0,162	1,739	-3,592
40-44	6	0,272	3,454	-21,497

Source :
Nations Unies, 1984, "Manuel X, Techniques indirectes d'estimation démographique".

Les deux relations utilisées pour corriger les taux de fécondité sont les suivantes :

$$f^+(i) = [1 - w(i-1)]f(i) + w(i)f(i+1) \quad (8) \text{ et}$$

$$w(i) = x(i) + y(i)f(i) / \phi(7) + z(i)f(i+1) / \phi(7) \quad (9)$$

où $f^+(i)$ et $f(i)$ sont respectivement les taux de fécondité par âge corrigés et non corrigés. $\phi(7)$ est la somme des taux de fécondité non corrigés de 15-19 ans (1), 20-24 ans (2),..., à 45-49 ans (7).

Pour faire simple, il est plus intéressant d'utiliser les coefficients w_g de Brass publiés dans l'ouvrage de 1968 cité avant. Nous ne nous intéressons qu'aux coefficients qui concernent les taux de fécondité calculés avec les naissances des douze derniers mois avant la collecte (cf. tableau n° 1.11).

Tableau n°1.11 : Facteurs correcteurs pour la mesure de la fécondité générale. Taux portant sur les âges exacts 15-20 ans, 20-25 ans, etc.

Groupes d'âges	Facteurs correcteurs w_i							
	15-19	0,335	0,680	1,030	1,390	1,760	2,130	2,460
20-24	2,025	2,170	2,265	2,330	2,380	2,420	2,455	2,485
25-29	2,420	2,455	2,485	2,510	2,535	2,560	2,580	2,605
30-34	2,560	2,580	2,605	2,625	2,650	2,675	2,700	2,730
35-39	2,675	2,700	2,730	2,760	2,800	2,845	2,895	2,960
40-44	2,845	2,895	2,960	3,040	3,145	3,285	3,470	3,720
45-49	3,195	3,455	3,720	3,980	4,240	4,495	4,750	5,000
Rapport des premiers taux f_1/f_2	0,036	0,113	0,213	0,330	0,460	0,605	0,764	0,939

Source :
Brass W. et al., 1968, *The demography of Tropical Africa*, Princeton.

Pour ce qui est des pays étudiés, le Cameroun est exclu faute de données nécessaires à l'application de la méthode de Brass.

Pour chaque pays nous allons procéder en deux phases. La première phase porte sur la comparaison des parités et des cumuls de fécondité et la deuxième sur la correction des parités et/ou la reconstitution de la fécondité.

2 2 1 Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité

Seules les données de l'enquête par sondage de 1960-1961 du Congo sont présentées, celles concernant les autres opérations de collecte du Congo et des autres pays figurent en annexe A I-4. Le premier tableau (n° 1.12) contient les données de base.

Tableau n°1.12 : Congo. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1960-1961.

Groupe d'ages	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,44	136,36	681,80	0,10	160,79
20-24	1,54	251,12	1937,40	0,11	250,09
25-29	2,57	218,91	3031,95	0,11	215,36
30-34	3,29	176,68	3915,35	0,12	172,63
35-39	3,84	131,82	4574,45	0,15	127,75
40-44	4,12	76,67	4957,80	0,17	71,08
45-49	4,32	35,71	5136,35		23,18
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	4,29			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^*(7)=[1-w(6)]/7$.

Les données de la colonne (5) ont été obtenues par les formules (8) et (9).

Sources :
Voir tableaux n° 1.8 et n° 1.F (voir annexe 1).

Le test de Coale⁵, dont les résultats récapitulatifs des pays concernés sont portés dans le tableau n° 1.13, comparant le rapport $P(3)^2/P(2)$ et $P(7)$ qui est la descendance finale, permet de vérifier la qualité des données sur la fécondité. Dans une population non malthusienne $P(3)^2/P(2)$ est voisin de la descendance finale. L'égalité entre les deux indices est le signe d'un bon enregistrement des parités. Mais, en supposant que les déclarations sont correctes, l'écart entre ces deux indices devient un indicateur de changement de fécondité dans les générations.

Tableau n°1.13 : Test de Coale selon le pays et l'année de collecte.

Année de collecte	Décennie 1960			Décennie 1970		Décennie 1980		Décennie 1990
	1959-1960	1960-1961	1964	1974	1975	1984	1988	1993
Congo		4,29 (4,32)		5,90 (4,71)		5,32 (5,29)		
Gabon		2,60 (2,78)						4,51 (4,85)
RCA	4,14 (4,06)				4,76 (4,70)		4,67 (4,68)	
Tchad			2,89 (2,74)					

Les chiffres entre parenthèses sont les descendance finale ou à 44 ans révolus, comparables avec le rapport $P(3)^2/P(2)$.

Sources :
Tableaux n° 1.12 et (voir annexe).

Les rapports du test de Coale et les descendance finale sont presque égaux pour tous les pays figurant au tableau n° 1.13, exception faite du Congo en 1974 et du Gabon en 1993. Pour les pays et les opérations de collecte pour lesquels le test de Coale est vérifié, il faut se contenter d'un ajustement de taux de fécondité. A l'inverse, il est intéressant de reconstituer la fécondité dans les générations pour les cas où le test est « négatif ».

⁵ Méthode décrite dans Coale A. J., 1939, Manuel IV. Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes, Nations Unies, New-York, pp. 36-38.

2 2 2 Ajustement des taux de fécondité observés

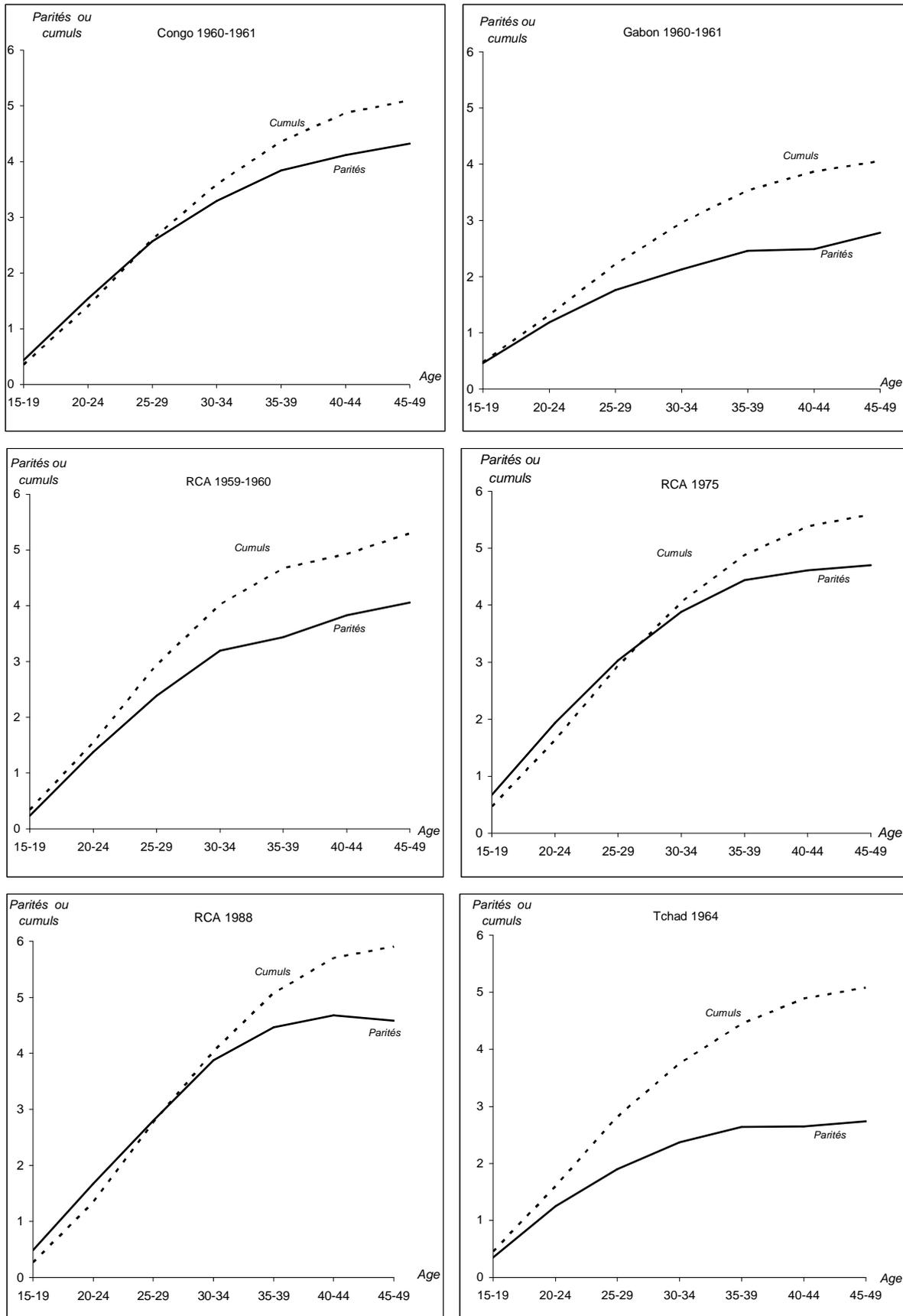
Nous allons procéder dans le tableau n° 1.14 à la comparaison des parités moyennes et des cumuls de fécondité ou les rapports *P/F* à chaque groupe d'âges.

Tableau n°1.14 : Congo. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1960-1961.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,44	160,79	2,209	0,355	1,239
20-24	1,54	250,09	2,428	1,411	1,091
25-29	2,57	215,36	2,565	2,607	0,986
30-34	3,29	172,63	2,681	3,594	0,915
35-39	3,84	127,75	2,857	4,359	0,881
40-44	4,12	71,08	3,329	4,870	0,846
45-49	4,32	23,18	4,556	5,094	0,848
f_1/f_2		0,643			
<p><i>a</i> : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11 en se référant aux taux conventionnels. Pour le coefficient à 15-19 ans par exemple, on fait le rapport entre les taux à 15-19 ans et 20-24 ans dont le résultat figure à la dernière ligne. Ce rapport est confronté aux chiffres de la dernière ligne du tableau n°1.11, puis on fait l'interpolation d'après les colonnes encadrant le rapport f_1/f_2 du tableau n°1.11.</p> <p><i>b</i> : D'après la formule (3)</p>					

Les écarts entre les parités et les cumuls, qui font l'objet du graphique n° 1.9, commencent à augmenter vers 25-29 ans pour la majorité des pays. C'est entre 20-24 ans et 25-29 ans que les courbes des parités et des cumuls des taux divergent. Le sens des écarts des courbes indique que les parités avaient été systématiquement sous estimées.

Les coefficients de partage de Brass (cf. tableau n° 1.14, colonne 4) contribuent à élever les taux de fécondité aux âges élevés. Sinon, on aurait peut être observé la même chose qu'entre 15-19 ans et 25-29 ans ou 30-34 ans. Mais, il est vrai aussi que les rapports *P/F* décroissent systématiquement avec l'âge, à cause des omissions que font les femmes après 25-29 ans dans la déclaration de leurs enfants nés vivants au total.



Graphique n° 1.9 : Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité ajustés selon le pays et la date de collecte.

Le rapport à 20-24 ans est un indicateur de l'écart qui existerait entre la parité réelle et la parité qu'on aurait observée, s'il y avait correspondance entre synthèse transversale et synthèse longitudinale et, s'il n'y avait pas d'omissions dans les déclarations du nombre d'enfants total nés vivants par femme. Selon le rapport *P/F* à 20-24 ans de l'enquête congolaise de 1960-1961, cet écart est de 9 %. Nous utilisons ce rapport pour corriger les taux de fécondité observés (voir tableau n° 1.15).

Tableau n°1.15 : Ajustement des taux de fécondité observés selon le pays et la date de collecte par le ratio *P/F*.

Groupe d'âges	Congo 1960-1961		Gabon 1960-1961		Tchad 1964	
	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés
15-19	160,79	175,26	172,60	155,34	191,55	149,6
20-24	250,09	272,60	183,03	164,73	262,88	205,31
25-29	215,36	234,74	167,02	150,32	212,22	165,74
30-34	172,63	188,17	127,15	114,44	155,37	121,34
35-39	127,75	139,25	94,89	85,40	116,73	91,17
40-44	71,08	77,48	37,67	33,90	56,23	43,92
45-49	23,18	25,27	28,40	25,56	22,06	17,23
ISF	5,10	5,56	4,05	3,65	5,09	3,97
Groupe d'âges	RCA 1959-1960		RCA 1975		RCA 1988	
	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés	Taux de fécondité avant ajustement	Taux de fécondité ajustés
15-19	167,26	149,03	195,39	230,95	137,7	171,99
20-24	295,7	263,47	267,77	316,50	273,84	342,03
25-29	245,13	218,41	240,91	284,76	278,96	348,42
30-34	179,1	159,58	196,66	232,45	220,55	275,47
35-39	82,61	73,61	127,19	150,34	184,99	231,05
40-44	25,14	22,40	70,40	83,21	68,64	85,73
45-49	73,8	65,76	19,36	22,88	19,11	23,87
ISF	5,34	4,76	5,59	6,61	5,92	7,39

Source :
Voir tableau n°1.14 et annexe A-I 4 1 (de 21.F à 30.F).

La correction effectuée rehausse ou abaisse la descendance finale, selon que le rapport *P/F* est supérieur ou inférieur à 1. Lorsque les taux de fécondité sont ajustés à la hausse, on attribue un tel résultat à la tendance des femmes de ne pas déclarer certains enfants nés dans la période des douze derniers mois avant la collecte par raccourcissement de celle-ci. A l'inverse, un ajustement à la baisse est la conséquence de l'allongement de la période des douze derniers mois, donc en déclarant y compris des enfants nés en dehors de ladite période.

La situation la plus vraisemblable est celle d'un ajustement à la hausse car les femmes oublient plus souvent de déclarer qu'elles ne « surdéclarent ». Rien ne justifie donc que l'ISF ou la descendance finale soit revue à la baisse, comme c'est le cas pour le Gabon (1960-1961), la RCA (1959-1960) ou le Tchad (1964). Toujours est-il qu'avec l'hypothèse d'une fécondité stable pendant la période entourant la collecte, il importe juste de redresser les déclarations des femmes. En revanche, pour les autres opérations de collecte, il nous faut reconstituer la fécondité des générations après avoir levé la contrainte d'une fécondité stable.

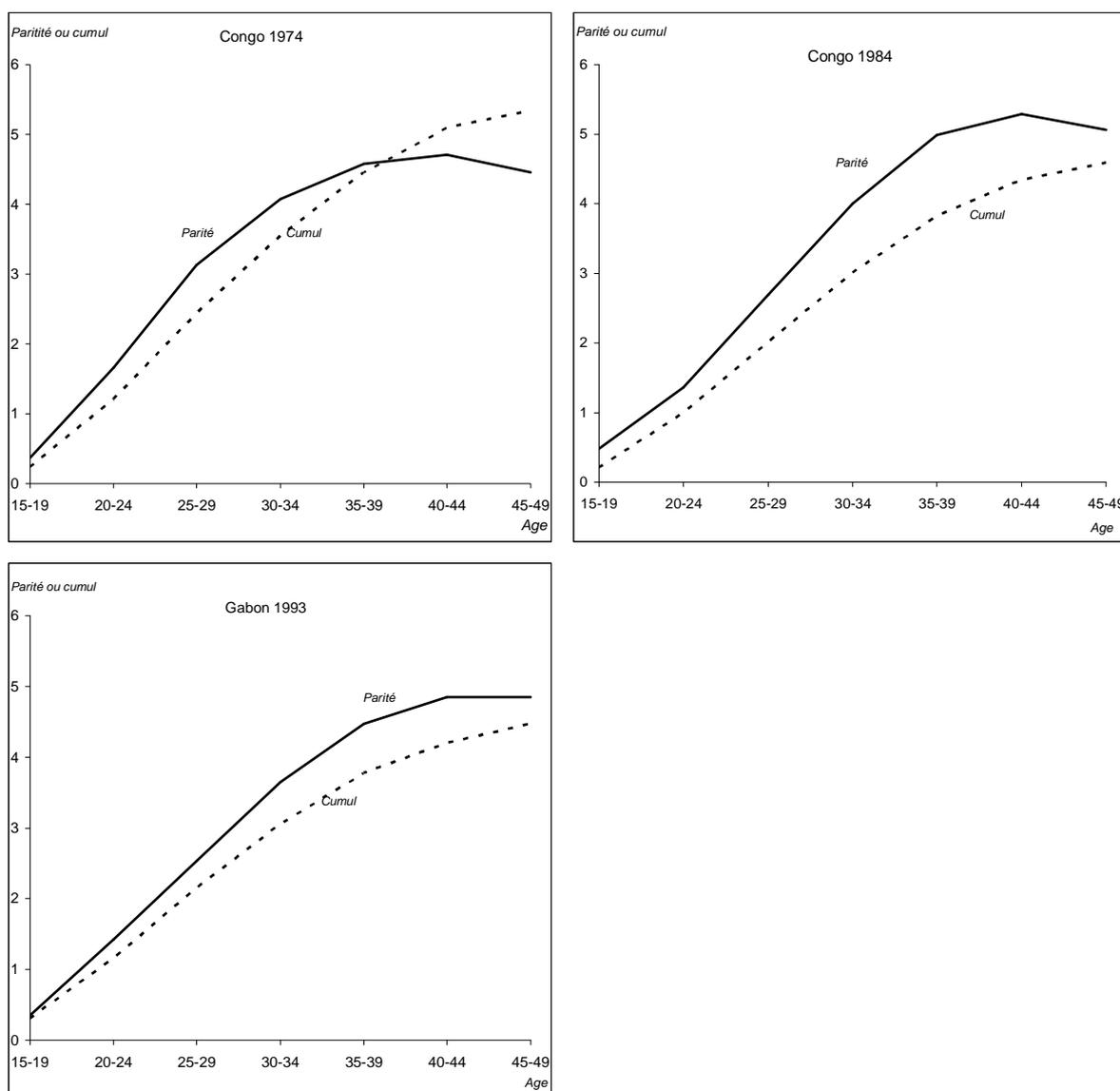
2 2 3 Reconstitution de la fécondité passée

Les recensements du Congo (1974) et du Gabon (1993) sont les seules opérations dont les résultats du test de Coale autorisent la reconstitution de la fécondité des générations. L'enquête du Tchad peut également faire l'objet d'une reconstitution, mais le contexte de la

décennie 1960 incite à mettre la différence entre le rapport de Coale et $P(7)$ plus sur le compte des problèmes d'observation que d'une évolution de la fécondité. A contrario, le recensement du Congo de 1984 est considéré malgré l'égalité entre le rapport de Coale et $P(7)$. Ce choix est justifié par un besoin d'explorer la démarche qui sera suivie y compris lorsque la condition suffisante n'est pas vérifiée. En fait avec deux recensements, il est possible de vérifier la cohérence des résultats sur deux opérations de collecte.

Les parités et cumuls, figurant au graphique n° 1.10, que nous allons examiner, ne sont pas bien différents de ceux représentés au graphique n° 1.9 (sous paragraphe 2 2 2). Dans l'hypothèse d'un changement de la fécondité, la méthode de Brass changerait d'orientation et deviendrait un moyen de reconstituer la fécondité passée des générations. Il faut bien entendu que les données ne soient pas très mauvaises. Ce qui n'est pas le cas des recensements congolais 1974 et 1984, puisque nous avons vu que les descendance atteintes commencent à décroître après 40-44 ans.

Les données du Congo (1974 uniquement) serviront d'illustration, alors que celles des autres pays ou opérations de collecte sont présentées en annexe (Annexe A I-4 2, tableaux 31.F à 36.F).



Graphique n° 1.10 : Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité ajustés selon le pays et l'année de collecte.

Passons au développement de cette autre orientation de la méthode de Brass. Pour ce faire, revenons à l'expression (5) et décomposons la pour simplifier le calcul des coefficients k .

$$k_g = \frac{P(g) - \left[5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) + w_g f(g) \right]}{5 \sum_{a=1}^{g-1} d_{g-a+1} f(a) + d_1 w_g f(g)}$$

$$\text{Soit : } 5 \sum_{a=1}^{g-1} f(a) + w_g f(g) = A(g) \text{ et } 5 \sum_{a=1}^{g-1} d_{g-a+1} f(a) + d_1 w_g f(g) = B(g)$$

L'expression $A(g)$ est le cumul des taux de fécondité conventionnels (ou ajustés).

Pour des raisons évidentes liées à l'évolution des phénomènes démographiques dans les générations, nous écartons les cas où le coefficient k est attaché à l'âge et à la période. En effet, les changements qui peuvent s'opérer dans la fécondité sont bien liés à l'âge, mais en considérant celui-ci dans l'histoire des générations.

Les coefficients obtenus pour les générations (Congo, 1974) figurent au tableau n° 1.16, tandis que le reste du Congo, c'est-à-dire le recensement de 1984, le Gabon (1993) sont présentés en annexe.

Tableau n°1.16 : Congo. Variation relative annuelle moyenne des taux de fécondité. 1974.

Groupe de générations (g)	Par génération										
	Groupe d'âges (a)	Calcul de B(g)							A(g)	P(g)	k_g
		f(a)	Périodes	d_{g-a+}	$f(a)d_{g-a+}$	w_g	$d_1 w_g f(g)$	B(g)			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
1 (1955-1959)	15-19	126,07	7	29,5	3,719	1,921	0,484	0,484	0,242	0,37	0,264
2 (1950-1954)	20-24	241,17	6	24,5	5,909	2,397	1,156	3,993	1,208	1,66	0,113
3 (1945-1949)	25-29	238,21	5	19,5	4,645	2,546	1,213	12,628	2,443	3,13	0,054
4 (1940-1944)	30-34	197,29	4	14,5	2,861	2,661	1,050	27,005	3,552	4,07	0,019
5 (1935-1939)	35-39	156,07	3	9,5	1,483	2,82	0,880	46,411	4,454	4,58	0,003
6 (1930-1934)	40-44	93,23	2	4,5	0,420	3,206	0,598	69,709	5,093	4,71	-0,005
7 (1925-1929)	45-49	18,42	1	2	0,037	4,351	0,160	95,339	5,340	4,46	-0,009

En nous inspirant de l'approche de la translation démographique⁶, l'évolution de la fécondité est plutôt envisagée par les indices synthétiques. Si nous faisons des hypothèses sur l'évolution des taux de fécondité par âge, nous devons être à même de traduire cette évolution au niveau des indices synthétiques.

Au lieu de regarder directement la fécondité dans les générations, nous pouvons commencer par les taux selon des périodes. Cf. tableau n° 1.17.

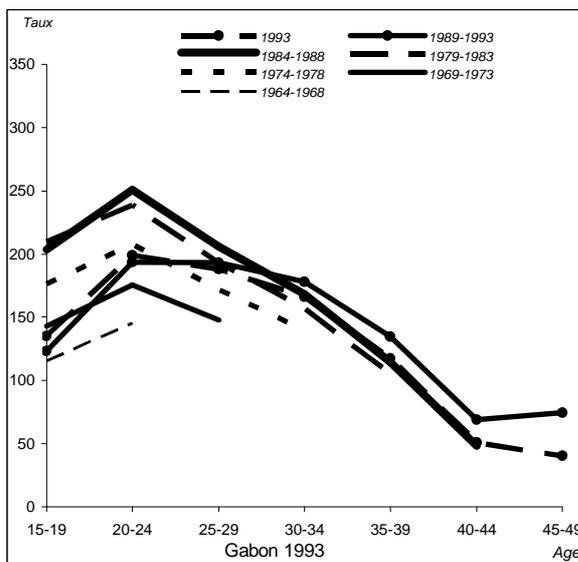
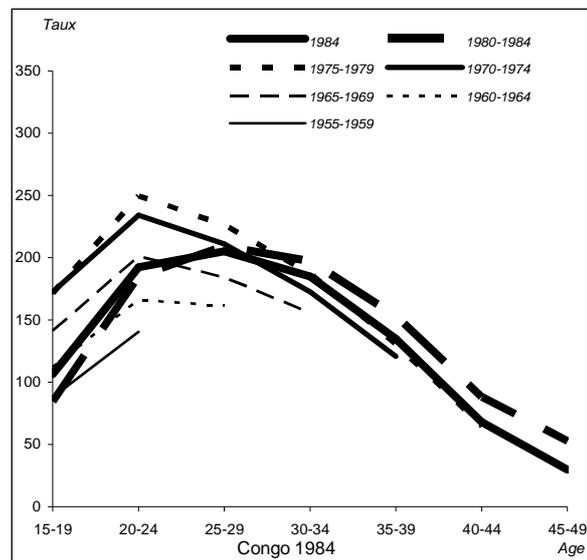
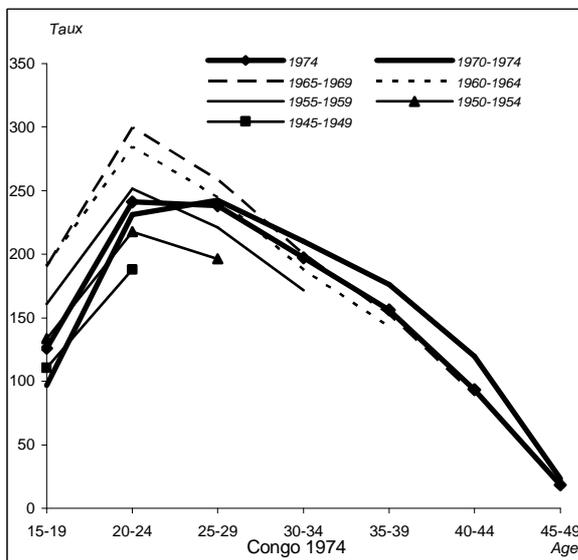
⁶ Cf. Keilman N., 2002, « La translation démographique : des indicateurs du moment aux indicateurs de génération et réciproquement », chapitre n° 17, pp. 359-378, In Caselli G., Vallin J., Wunsch G., (Sous la dir.), 2002, *Démographie : analyse et synthèse*, Tome 1, Paris, INED, 574 p.

Tableau n°1.17 : Congo. Reconstitution de la fécondité passée. Recensement de 1974.

Taux de fécondité générale (pour 1000)								
Groupe d'âges	Taux du moment 1974	Périodes						
		1970-1974* (0-4)	1965-1969 (5-9)	1960-1964 (10-14)	1955-1959 (15-19)	1950-1954 (20-24)	1945-1949 (25-29)	1940-1944 (30-34)
15-19	126,07	96,87	190,18	190,74	160,80	133,45	110,63	92,60
20-24	241,17	231,23	299,77	284,70	251,66	217,66	187,99	
25-29	238,21	242,59	258,58	245,00	220,94	196,40		
30-34	197,29	210,00	199,95	187,92	171,54			
35-39	156,07	176,05	152,56	142,73				
40-44	93,23	119,56	89,45					
45-49	18,42	23,62						
ISF	5,35	5,50	5,95	5,26	4,02	2,74	1,49	

* Observation tronquée. Les taux de fécondité sont estimés par la formule suivante : $W_g \cdot f(a) / 2,5$

Pour connaître l'évolution de la fécondité du moment, nous allons d'abord représenter graphiquement (voir graphique n° 1.11) les taux de fécondité par périodes présentés au tableau n° 1.17.



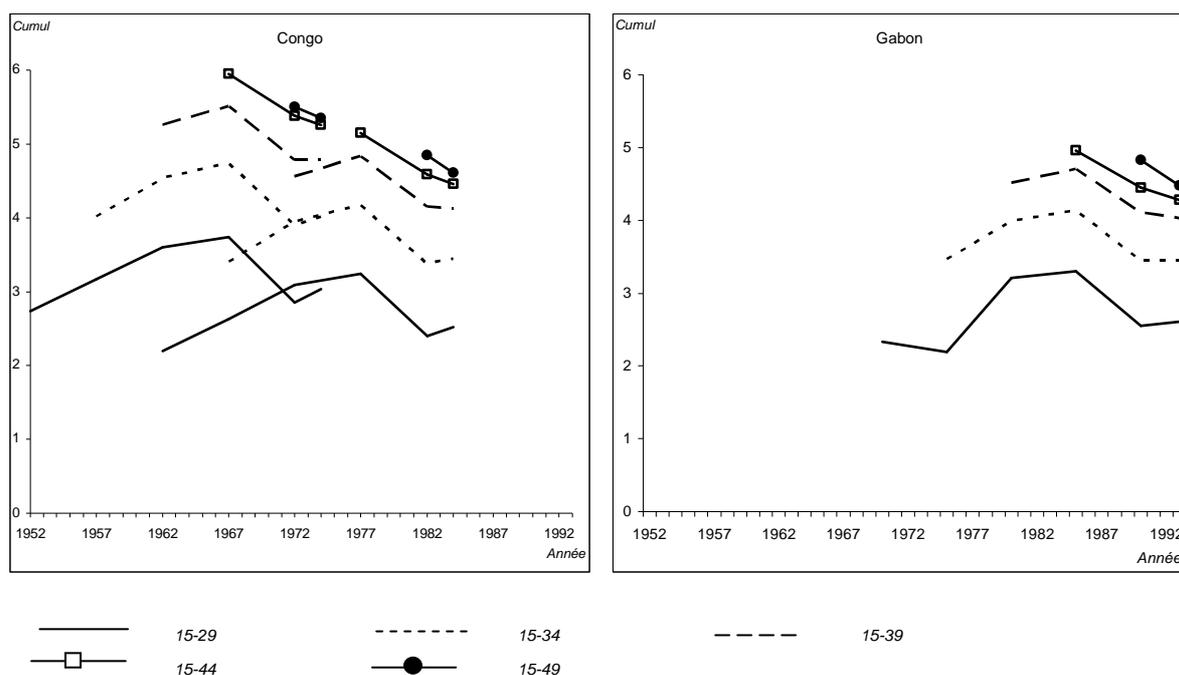
Graphique n° 1.11 : Taux de fécondité (pour 1000) reconstitués d'après différentes opérations de collecte.

Il y a comme une évolution cyclique des taux de fécondité selon les périodes d'après les courbes du graphique n° 1.11. Pour un groupe d'âges donné, les taux augmentent dans un premier temps aux périodes anciennes, puis ils baissent jusqu'aux périodes entourant la collecte, quelque soit le pays. Cette évolution se produit surtout aux groupes d'âges 15-19 ans, 20-24 ans et 25-29 ans. Autrement dit, les taux de fécondité ont connu des valeurs très faibles dans le passé. Ils ont augmenté fortement ensuite, avant de se situer à un niveau intermédiaire l'année de la collecte et la période ayant précédé immédiatement la collecte. Cette évolution apparaît clairement grâce à l'examen des cumuls des taux de fécondité.

Tableau n°1.18 : Congo. Cumuls des taux de fécondité reconstitués d'après le recensement de 1974.

Cumuls (âge en années révolues)	Périodes					
	1950-1954	1955-1959	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1974
à 29 ans	2,74	3,17	3,60	3,74	2,85	3,03
à 34 ans		4,02	4,54	4,74	3,90	4,01
à 39 ans			5,26	5,51	4,78	4,79
à 44 ans				5,95	5,38	5,26
à 49 ans					5,50	5,35

Les cumuls du tableau n° 1.18 ont été portés sur le graphique n° 1.12 pour voir leur évolution.



N.B. : les formes en gras concernant les données observées pour le Congo en 1974

Graphique n° 1.12 : Evolution des cumuls⁷ des taux de fécondité reconstitués selon les périodes d'après les recensements et les pays (1974 et 1984 pour le Congo et 1993 pour le Gabon).

Le graphique n° 1.12 ci-dessus montre que l'évolution des cumuls décrit une trajectoire marquée par des phases de hausse et de baisse. Les écarts entre les cumuls à 29 ans et 34 ans et les écarts entre ceux à 34 ans et 39 ans sont presque les mêmes. Au delà, ces écarts s'amenuisent pour devenir insignifiant entre le cumul à 44 ans et l'ISF. Si la tendance du graphique s'était confirmée, l'ISF décrirait une trajectoire cyclique. En somme, il y a une légère augmentation de l'ISF sur la période étudiée pour le Gabon, alors que c'est un petit peu l'inverse concernant le Congo.

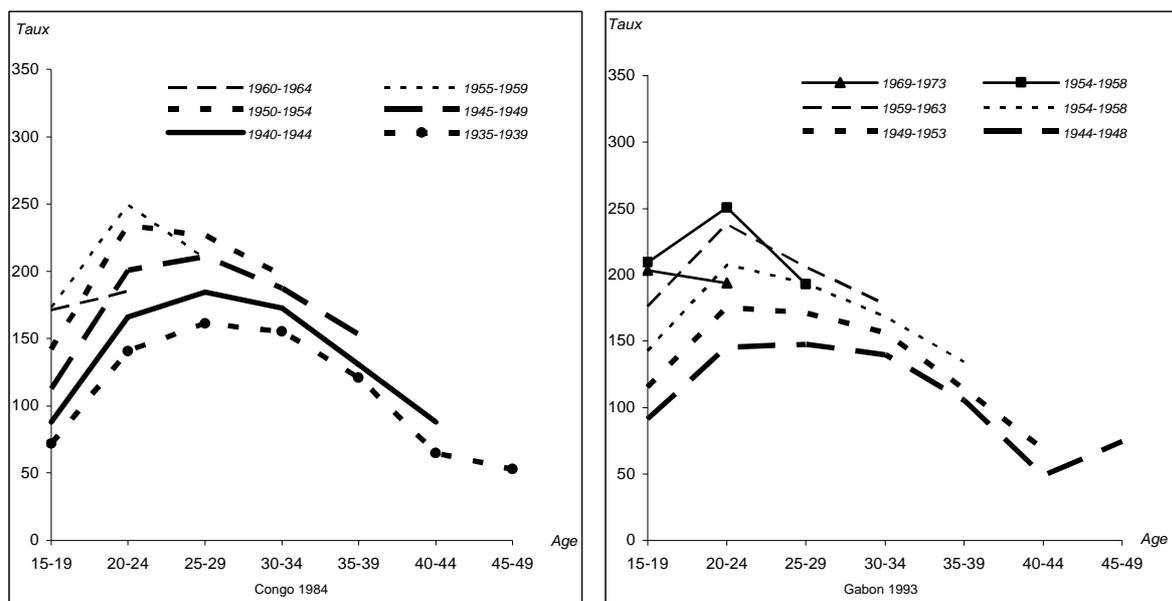
⁷ Les cumuls des années manquant on fait l'objet d'une interpolation linéaire.

A partir des taux de fécondité du tableau précédent, on reconstitue la fécondité des générations observées en 1974 au tableau n° 1.19.

Tableau n°1.19 : Congo. Fécondité des générations reconstituée d'après le recensement de 1974.

Groupe d'ages	Groupe de générations						
	1955-1959	1950-1954	1945-1949	1940-1944	1935-1939	1930-1934	1925-1929
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	96,87	190,18	190,74	160,80	133,45	110,63	92,60
20-24		231,23	299,77	284,70	251,66	217,66	187,99
25-29			242,59	258,58	245,00	220,94	196,40
30-34				210,00	199,95	187,92	171,54
35-39					176,05	152,56	142,73
40-44						119,56	89,45
45-49							23,62
Descendance partielle ou finale	0,48	2,11	3,67	4,57	5,03	5,05	4,52

Comme nous l'avons fait s'agissant des taux de fécondité du moment, nous allons regarder l'évolution des taux de fécondité dans les générations du tableau n° 1.19 sur le graphique n° 1.13 ci-dessous. Nous n'avons considéré que le recensement congolais de 1984 car les deux recensements aboutissent au même constat.



Graphique n° 1.13 : Taux de fécondité (pour 1000) des générations reconstitués d'après les RGPH du Congo (1984) et du Gabon (1993).

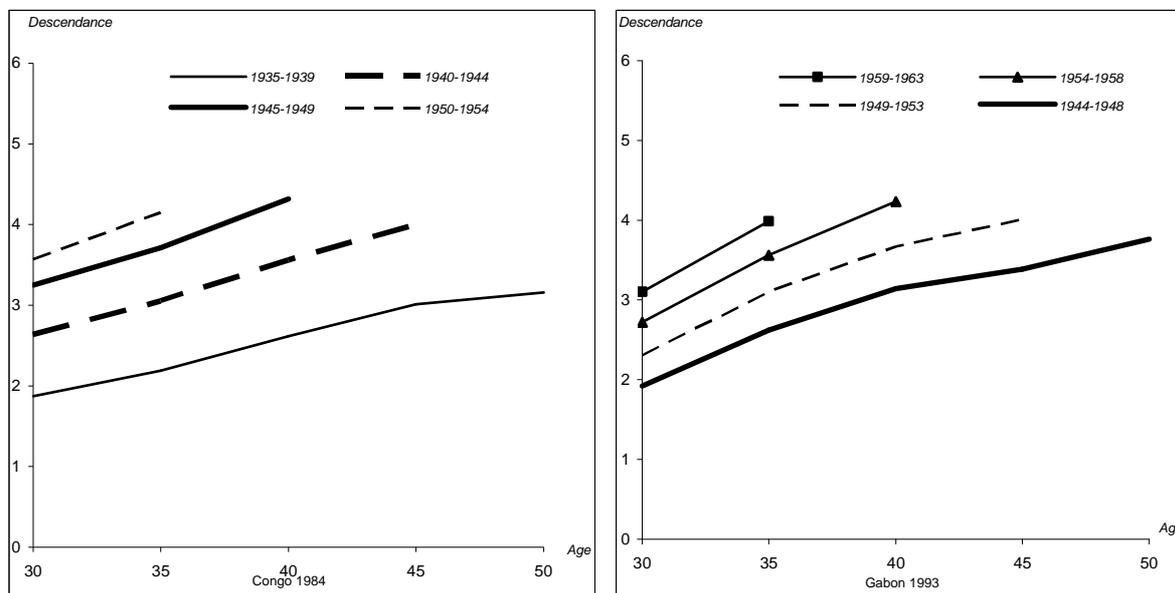
Les taux de fécondité des générations augmentent des générations anciennes aux plus jeunes, pour un certain groupe de générations, quelque soit le pays et l'opération considérés au graphique n° 1.13. Pour chaque cas, il existe un groupe de générations, probablement le groupe 1955-1959 pour le Congo ou le groupe 1954-1958 pour le Gabon, qui marque un renversement de tendance en quelque sorte, à partir duquel les taux de fécondité commencent à décroître. Ce groupe de générations est comme une charnière qui marquerait la rupture avec les générations passées.

L'examen des cumuls des taux de fécondité dans les générations (voir tableau n° 1.20) confirme cette première impression.

Tableau n°1.20 : Congo. Descendances atteintes et finales d'après le recensement de 1974.

Descendances (âge en années révolues)	Groupe de générations				
	1925-1929	1930-1934	1935-1939	1940-1944	1945-1949
à 29 ans	2,38	2,75	3,15	3,52	3,67
à 34 ans	3,24	3,69	4,15	4,57	
à 39 ans	3,96	4,45	5,03		
à 44 ans	4,40	5,05			
à 49 ans	4,52				

Les descendances atteintes ou finales des générations observées et figurant au graphique n° 1.14 montrent que la fécondité avait augmenté des générations anciennes aux générations récentes. En s'appuyant sur les courbes du graphique n° 1.13, on peut dire que le sens de l'évolution s'inverse à partir de certains groupes de générations, traduisant l'amorce d'une baisse.



Graphique n° 1.14 : Descendances atteintes et finales reconstituées.

Les écarts entre générations deviennent faibles à partir de ce groupe de générations considéré, par ailleurs, comme charnière. Mais, la baisse des descendances est loin d'être évidente, car les taux de fécondité de ce groupe de générations sont relatifs à une observation tronquée.

Au lieu de nous intéresser aux niveaux de l'ISF ou de la descendance finale séparément, nous pouvons examiner certains aspects liés à la relation entre indices longitudinaux et transversaux. Pour ce faire, nous avons estimé l'âge moyen à la maternité dans quelques groupes de générations pour lesquels cela est possible (voir tableau n° 1.21).

L'âge moyen à la maternité dans les générations n'est pas très différent d'un groupe de générations à un autre. Il est égal en moyenne à 30,33 ans pour les deux recensements du Congo et à 29,82 ans pour le Gabon. Nous pouvons considérer cet âge moyen comme étant fixe pour toutes les générations observées. Si de plus, l'intensité dans les générations variait

linéairement, l'indice synthétique de fécondité serait l'expression de la descendance finale d'une génération d'ancienneté égale à l'âge moyen à la maternité.

Tableau n°1.21 : Age moyen à la maternité dans certaines générations selon le pays et l'année de collecte.

Congo 1974		Gabon 1993	
Groupes de générations	Age moyen à la maternité (en années)	Groupes de générations	Age moyen à la maternité (en années)
1925-1929	29,96	1911-1915 ^d	29,34
1930-1934 ^a	29,93	1916-1920 ^d	29,09
1935-1939	30,85	1944-1948	30,60
Congo 1984		1949-1953	30,26
1940-1944 ^b	30,72		
1945-1949 ^c	30,20		

a Le taux de fécondité du dernier groupe d'âges est supposé égal au dernier taux du groupe de générations 1930-1934 (cf. la reconstitution d'après le recensement de 1974).

b Le dernier taux est le même que celui des générations 1935-1939, selon la reconstitution à base du recensement de 1984.

c Le taux à 40-44 ans est le même que celui des générations 1940-1944, alors que le dernier est celui des générations 1935-1939.

d Générations observées en 1960-1961

Il devient possible de dresser un tableau des équivalences entre les ISF et les descendances finales, comme nous l'avons fait au tableau n° 1.22 suivant.

Tableau n°1.22 : Relations entre les indices transversaux et longitudinaux de la fécondité.

1. Recensement de 1974					3. Gabon 1993				
Période	ISF	Génération	Descendance		Période	ISF	Génération	Descendance	
			atteinte	totale				atteinte	totale
1974 (année de collecte)	5,35	1945 (centre des groupes 1940-1944 et 1945-1949)	4,12 ^a	5,35	1993 (année de collecte)	4,48	1964 (centre des groupes 1964-1968 et 1959-1963)	3,63 ^c	4,48
1970-1974	5,5	1942,5 (1940-1944)	4,57	5,5	1989-1993	4,83	1961,5 (1959-1963)	3,99 ^d	4,83
1965-1969	6,04	1937,5 (1935-1939)	5,03	6,04	1984-1988	4,96	1956,5 (1954-1958)	4,23	4,96
1960-1964	5,79	1932,5 (1930-1934)	5,05	5,79	1979-1983	4,52	1951,5 (1949-1953)	4,01	4,52
2. Recensement de 1984									
1984 (année de collecte)	4,61	1955 (centre des générations 1955-1959 et 1950-1954)	3,58 ^b	4,61					
1980-1984	4,85	1952,5 (1950-1959)	4	4,85					
1975-1984	5,3	1947,5 (1945-1949)	4,32	5,3					

a Moyenne des descendances atteintes des générations 1940-1944 et 1945-1949.

b Moyenne des descendances des générations 1954-1959 et 1949-1954)

c Cumul des taux à 44 ans.

d Cumul des taux à 39 ans.

La descendance finale augmente avec l'ancienneté des générations. Mais, cela est conditionné par les hypothèses que nous avons formulées pour soutenir notre raisonnement. Rappelons que nous avons supposé un calendrier fixe et une intensité des générations variant linéairement d'une génération à une autre. Cette conclusion n'est pas conforme aux résultats des recensements congolais 1974 et 1984. L'évolution des descendances finales semble plutôt conforme aux descendances reconstituées, non à la translation démographique.

L'intensité de la fécondité des générations les plus anciennes restituée par chaque recensement du Gabon n'est que partielle. Si nous disposions des descendances finales de ces générations, le tableau n° 1.22 aurait montré une légère baisse de l'intensité au fil des générations.

Vue d'ensemble et sous- conclusion

Partant des hypothèses fondamentales de la démarche de l'analyse démographique, l'étude de la fécondité dominée par l'analyse transversale a permis d'avoir un aperçu des tendances de l'évolution de la fécondité sur un demi-siècle environ depuis les années 60, grâce à la combinaison des données toutes sources confondues.

L'ISF augmente pour la RCA et le Tchad, alors qu'il diminue pour le Cameroun et le Congo. Seul le Gabon connaît un ISF stable. Le niveau de l'ISF est compris entre 5 et 7 enfants par femme pour le Cameroun, la RCA et le Tchad d'une part, entre 4 et 5 pour le Congo et le Gabon d'autre part.

Les synthèses transversales et leur évolution ont montré que les sources traditionnelles sont sous estimatrices en comparaison aux EDS.

Le comportement des générations, jugé par l'évolution des taux des EDS, fait apparaître une baisse des taux des anciennes générations aux générations plus jeunes pour le Cameroun, le Congo et le Gabon. Ce qui n'est pas encore le cas du Tchad pour lequel les générations sont encore confondues. Rappelons que les données de la RCA sont inexploitable.

Les descendance finale obtenues par les recensements et les enquêtes classiques sont de toute évidence en deçà des valeurs auxquelles on peut s'attendre. Ainsi, le Gabon, la RCA et le Tchad ont le nombre moyen d'enfants par femme le plus faible, il est inférieur à 5. La descendance finale du Congo est à peine supérieure à 5 durant la période observée, c'est à dire de 1960 à 1990. Il y a un effet de génération systématique avec le passage des enquêtes par sondage des années 60 aux recensements des années 70 et 80 dans le sens de l'augmentation de la descendance finale. Il y a appréciation sensible de la descendance finale, tous pays confondus, en comparant les recensements et les EDS. Le Tchad enregistre une descendance finale de plus de 7 enfants par femme lors de l'EDS 2004. Le Cameroun dépasse 6 pour ses trois EDS (1991, 1998 et 2004). Même le Gabon a franchi le cap de 6 enfants par femme comme descendance lors de l'EDS 2000, alors que ce pays est réputé pour son hypofécondité. Seul le Congo est en dessous de 6 enfants par femme, à en croire les résultats de l'EDS 2005.

Les descendance finale mesurées par les EDS, à l'instar de la somme des naissances réduites, sont plus élevées que celles mesurées par les données des recensements ou des enquêtes classiques. Une bonne observation et un effet de génération pourraient expliquer cela.

Nous avons envisagé les relations entre indices transversaux et longitudinaux en comparant les cumuls des taux de fécondité et les descendance en vue de vérifier la fiabilité des indices et de procéder aux corrections qui s'imposeraient. L'application de la méthode de Brass sur les données du Gabon (1960-1961), du Tchad (1964) et de la RCA (1959-1960) a conduit à l'ajustement des ISF à la baisse, alors que l'ajustement d'autres données de la RCA (1975 et 1988) s'est fait à la hausse.

L'étude de la fécondité des générations s'est faite aussi par la reconstitution de la fécondité passée en abandonnant une double contrainte de l'hypothèse de la démarche de Brass, celle de l'invariabilité dans l'évolution de la fécondité et de l'identité de la fécondité du moment et de la fécondité en longitudinale. Seuls deux pays sont éligibles à cette version de la méthode de Brass : le Congo (1974 et 1984) et le Gabon (1993). Les résultats font état d'une fécondité des générations qui augmenteraient dans un premier temps, puis se mettrait à baisser à partir d'un groupe de générations charnières.

En faisant l'hypothèse d'un calendrier fixe et évoluant linéairement, la translation démographique s'est révélée en désaccord avec les résultats du comportement des taux dans les générations.

CONCLUSION SUR LA PREMIERE PARTIE

L'analyse de la fécondité est conduite plus aisément par l'approche transversale, à cause de l'orientation choisie dans la conception de la collecte des données. Sur le plan méthodologique la synthèse transversale par la somme des naissances réduites fournit un indice convenable sous l'hypothèse que les conditions présentes seront les mêmes que dans le futur dans l'intervalle de la période reproductive des femmes.

L'évolution des cumuls avant 44 ans et de l'ISF a mis en évidence leur augmentation (RCA, Tchad), leur baisse (Cameroun, Congo) ou leur stabilité (Gabon). Cette évolution des cumuls et de l'ISF a aussi montré la caractéristique sous estimatrice des recensements et des enquêtes classiques par rapport aux EDS.

La confrontation de l'évolution de l'ISF et celle des descendance est rendue difficile par la place quelque peu restreinte de l'analyse longitudinale dans la collecte. En effet, la conception de la collecte est souvent guidée par l'équivalence supposée ou vraie du comportement en transversal et en longitudinal. Etant donné, par ailleurs, la difficulté d'observer la fécondité des générations, on se contente de la fécondité du moment.

Malgré la baisse des taux de fécondité dans les générations constatée pour certains pays (Cameroun, Congo et Gabon), le manque de séries chronologiques empêche d'aller plus loin dans l'analyse. Ainsi donc, on ne peut pas savoir ce qui se passe en termes de calendrier. On ne peut pas non plus isoler les générations qui sont à l'origine de cette évolution des taux de fécondité à la baisse.

Pour tenter de comprendre l'évolution des taux dans les générations par les sources traditionnelles, nous avons procédé à la reconstitution de la fécondité passée par la méthode de Brass en distinguant synthèse transversale et synthèse longitudinale. Les résultats concernant les deux pays (Congo et Gabon) pour lesquels a été appliquée cette démarche montrent une évolution de la fécondité en quelque sorte cyclique. La fécondité des générations a tendance à augmenter dans un premier temps, puis se met à baisser par la suite. C'est le schéma classique de l'évolution de la fécondité dans les pays sous-développés où l'amélioration des conditions de vie entraîne également celle de la fécondité. Après un certain temps, les conditions sociales et économiques (éducation, santé, activité) vont commencer à agir sur les comportements et entraîner par la suite la diminution de la fécondité dans les jeunes générations.

Notre tentative d'application de la translation démographique n'a pas été concluante, car en contradiction avec l'évolution des descendance observées par la méthode de Brass. En effet, la translation débouche sur une baisse de la fécondité des générations des anciennes aux plus jeunes. Est-ce que nos hypothèses d'un calendrier à variation linéaire et d'un âge moyen à la maternité fixe sont en cause ? Pour le moment il est difficile de répondre correctement à cette question.

Au-delà de l'estimation des indices et de leur évolution, il s'agit de voir comment la collecte tient compte des principes d'analyse démographique et la conséquence sur la qualité des données et la fiabilité des indices obtenus. L'observation de la fécondité se fait quasiment en l'absence de l'état civil. Les sources de données privilégient l'approche transversale. Les hypothèses de l'analyse démographique ne sont pas assez réalistes. La mortalité est encore suffisamment forte pour postuler à sa neutralité dans le déroulement des phénomènes démographiques. De même, les mouvements migratoires sont au cœur des trajectoires de vie des jeunes générations des pays sous-développés. L'émigration et la mortalité ne sélectionnent-elles pas de plus en plus la population des femmes observée ? A cela, si on

ajoute les erreurs de déclarations, quel crédit accordé aux valeurs des ISF et des descendance ? Il est important de considérer véritablement la collecte des données sur les mouvements migratoires, mais aussi d'améliorer celle sur la mortalité afin de se conformer aux exigences de l'analyse.

Les phénomènes démographiques sont très imbriqués et on sait que l'action de la mortalité dans son statut de phénomène perturbateur n'est pas négligeable dans les pays en développement. Nous allons étudier la mortalité en tant que phénomène démographique indépendamment de son statut de phénomène perturbateur. Les résultats nous permettront, dans une certaine mesure, de montrer par la même occasion, que la relation entre fécondité et mortalité est susceptible de biaiser les indices de la fécondité, notamment par le niveau de la mortalité des femmes en âge de procréer.

DEUXIEME PARTIE

*ANALYSE DE LA MORTALITE : UNE MORTALITE INFANTO-JUVENILE ASSEZ BIEN
CONNUE, UNE MORTALITE ADULTE ENCORE INSUFFISAMMENT OBSERVEE ;
RECOURS A LA MORTALITE RACONTEE PAR LES PROCHES POUR FAIRE UNE
ANALYSE COHERENTE*

La mortalité est un phénomène démographique qui fait sortir définitivement les individus d'une population. Elle se manifeste par les décès. Selon la définition de l'Organisation Mondiale de la Santé (OMS), *le décès est la disparition permanente de tout signe de vie à un moment donné postérieur à la naissance vivante, c'est à dire la cessation des fonctions vitales après la naissance, sans possibilité de retour à la vie.*⁸

Dans l'étude de la mortalité, on fait souvent la distinction entre la mortalité par causes et la mortalité générale ou toutes causes confondues. Quelque soit le type de mortalité, en Afrique subsaharienne, ce phénomène est encore le parent pauvre de l'observation et des études démographiques. Sans état civil ou presque, le recensement et l'enquête sont les seules sources susceptibles de renseigner sur la mortalité.

Lorsque la mortalité est considérée selon les groupes d'âges caractéristiques (0 an, 1-4 ans, 5-14 ans, 15-59 ans, 60 ans ou plus) ou plus simplement, selon la distinction mortalité infantile, mortalité juvénile, mortalité des adultes, mortalité des vieux, on s'aperçoit que les résultats de l'observation varient d'un groupe à un autre.

En Afrique centrale francophone, les dernières opérations de collecte ont eu tendance à privilégier, non sans lacunes, la mortalité infantile et juvénile. La conséquence immédiate d'un tel choix est de rendre difficile, sinon impossible, le développement d'une approche qui englobe la totalité des âges ou groupes d'âges d'une génération (fictive ou non).

Par ailleurs, la mortalité est un phénomène qui extrait de façon irréversible les individus de la population observable. Il s'ensuit que la personne qui vit l'événement par lequel la mortalité se manifeste ne peut pas répondre aux questions des enquêteurs lors de la collecte. Cette situation est exacerbée par le contexte culturel de certains pays. En effet, certains tabous et pratiques culturelles empêchent les survivants de parler des personnes décédées⁹. Les difficultés pratiques liées à l'organisation de la collecte, les coutumes et la culture sont les facteurs à l'origine de la pénurie des données sur la mortalité en général, la mortalité des adultes en particulier, dans toute l'Afrique subsaharienne.

Dans un tel univers, la mortalité infantile et juvénile fait donc figure d'exception. Cela s'explique par le fait qu'il n'existe pas d'opérations de collecte qui n'associent fécondité et mortalité infantile et juvénile. Comme la fécondité est à contrario l'un des phénomènes le mieux observé et le plus étudié en Afrique, la mortalité des enfants et des jeunes profite donc de l'effet d'entraînement résultant de l'attention dont bénéficie la fécondité.

L'association fécondité-mortalité des enfants et des jeunes s'explique aussi par l'engagement des pays du Tiers – Monde de façon significative, sous la conduite des Nations – Unies, dans la lutte contre la mortalité infantile et juvénile. Une autre raison tient à l'heureuse circonstance qui implique les mères lors des interrogatoires des enquêtes et recensements. A travers les questions rétrospectives sur l'histoire génésique des femmes, on les interroge également sur la mortalité de leurs jeunes enfants ou de l'ensemble de leur descendance. Les réponses à ces questions constituent une source précieuse et utile à l'étude de la mortalité des enfants de moins de 5 ans.

On n'est pas pour autant dans une impasse totale en ce qui concerne l'estimation de la mortalité adulte. Les décès des douze derniers mois avant la collecte viennent à la rescousse pour étudier la mortalité du moment. En dépit de leurs défauts, ces décès concernent

⁸ Gendreau F., 1993, *La population africaine. Manuel de démographie*, Paris : CEPED, Karthala, 463 p.

⁹ Lahourou H. M., 1995, «Problèmes conceptuels d'observation des décès adultes en Afrique», *Etudes de la population africaine*, n° 10, novembre 1995, pp. 81-102.

l'ensemble de la population. Par leur biais, on procède à une estimation directe de la mortalité.

En l'absence de toute statistique sur les décès, on peut estimer indirectement la mortalité par la survie des ascendants /descendants de la population observée. On parle d'estimation indirecte parce qu'on ne peut pas observer directement les décès, bien que disposant des populations ayant couru le risque de vivre ces événements.

Plus classiquement, l'analyse de la mortalité utilise un instrument fondamental : la table de mortalité. Pour les raisons que nous venons d'évoquer, il est impossible de construire des tables de mortalité complètes et fiables par les données des sources traditionnelles. Pour pallier cette impossibilité, il existe les tables types de mortalité qui permettent d'approcher tant bien que mal ce phénomène dans des pays où l'observation des décès est déficiente.

Nous allons procéder à l'estimation directe et indirecte de la mortalité. Cette double démarche nous permet de confronter les résultats, afin de discerner parmi l'ensemble des données, les plus crédibles et susceptibles d'approcher la réalité.

Chapitre 1 L'estimation directe de la mortalité : en attendant l'état civil, les décès des enfants et des frères et sœurs des EDS représentent une alternative pour pallier les insuffisances des sources traditionnelles

L'analyse de la mortalité par l'estimation directe souffre des défauts des données des sources classiques, du fait des difficultés d'observer le phénomène étudié. Difficultés générées par la nature même du phénomène et les conditions de réalisation de la collecte. La conséquence est le manque de fiabilité des indices et le cantonnement à l'approche transversale.

Les données des EDS nous donnent la possibilité d'exploiter les renseignements sur la mortalité des frères et sœurs ou des enfants, grâce au double classement des populations (âge et date de naissance) et des événements (âge à la survenue de l'événement et date d'occurrence). De plus, le fait de disposer des décès d'une population déclarés de deux façons différentes permet de comparer les indices obtenus.

L'estimation directe de la mortalité sera faite progressivement par la mortalité infantile, la mortalité adulte et leur association pour avoir une vue d'ensemble. Avant de présenter les différentes étapes, nous allons d'abord rappeler les principes méthodologiques de l'analyse de la mortalité.

Section 1 Rappel de quelques principes méthodologiques de l'analyse de la mortalité

La mortalité, on l'a vu, est un phénomène qui se manifeste par des événements non renouvelables et fatals. En conséquence, l'intensité du phénomène dans une cohorte (une génération) est toujours égale à l'unité. L'analyse d'un tel phénomène en longitudinal va se focaliser sur la détermination de l'indice du calendrier, en l'occurrence l'espérance de vie à la naissance ou à un certain âge.

La mortalité a une autre particularité : c'est un phénomène perturbateur des autres phénomènes démographiques en empêchant leur manifestation. Par contre, elle-même est perturbée par les mouvements migratoires. La seule différence entre les deux types de perturbation est que la mortalité fait disparaître de la population observable. Il arrive aussi que la mortalité s'"auto perturbe" lorsque, par exemple, la mortalité par une cause perturbe la mortalité par une autre cause.

Cette spécificité de la mortalité comme phénomène empêchant l'apparition d'autres phénomènes par disparition des membres de la population étudiée, rend son statut quelque peu ambigu en analyse démographique. On en est réduit à faire des hypothèses sur la partie de la population rendue inobservable à cause de la mortalité. Très souvent, on se contente de supposer que l'action de la mortalité sur la population non observable n'a pas d'influence décisive sur l'intensité ou le calendrier du phénomène. Cela est certainement vrai pour les pays qui ont les moyens de lutter efficacement contre la mortalité. Mais, même dans ces pays, tout dépend après des tranches d'âges que l'on considère. Tant que l'on se contente d'étudier la mortalité à l'échelle d'une génération et en considérant tous les âges, il n'y a pas de problèmes. Mais on sait qu'aux âges avancés, la fréquence de la mortalité est très forte. Alors, supposer que la mortalité n'a aucune influence perturbatrice est très réducteur.

Par contre, dans les pays francophones d'Afrique centrale, la mortalité perturbe encore fortement l'apparition des autres phénomènes démographiques quelque soit l'âge. Ces hypothèses ont donc toute leur justification et leur importance pour valider la démarche et les résultats.

Avant d'observer et concevoir une méthode d'analyse du phénomène, il faut être en mesure de bien le définir. La définition de la mortalité et de l'événement par lequel elle se manifeste ne pose à priori aucun problème. Toutes les difficultés que l'on peut rencontrer dans l'étude de la mortalité se concentrent au niveau de l'observation et de l'analyse. Bien entendu, il peut surgir ça et là quelques problèmes avec les caractéristiques que l'on attache au phénomène ou à l'événement qui lui est associé. De tels problèmes entraînent de légers biais dans les indices estimés. Citons à cet effet le lieu de résidence d'une personne décédée qui peut être confondu avec le lieu de décès, quand les deux sont différents et qu'on étudie la mortalité sur le plan géographique. Cela peut avoir pour conséquence de gonfler anormalement la fréquence des décès au lieu de décès, alors que ces derniers sont surtout le fait des gens extérieurs.

Une autre difficulté liée aux attributs des décès est la mauvaise connaissance des causes de décès. Sauf en milieu hospitalier où la pratique est intrinsèquement fondée sur l'identification des causes de décès, dans d'autres contextes, toute tentative d'analyse de la mortalité par causes est condamnée à l'échec.

Avant d'estimer certains indices de la mortalité, il est intéressant de définir le phénomène étudié sur un plan méthodologique. Au-delà de la définition du phénomène, il nous faut également définir les événements et les populations qui vivent le phénomène. Après cela, nous allons préciser ou repréciser les hypothèses et les indices utilisés pour étudier la mortalité.

Paragraphe 1 Définition du phénomène et des populations qui lui sont attachées

Comme défini plus haut, le décès est un événement mettant fin à la vie, à l'existence d'un individu, dans son acception la plus simple. La mortalité en tant que phénomène est définie par l'événement par lequel elle se manifeste. Cette définition, telle que nous la concevons, exclue toute approche à caractère philosophique.

Les décès sont définis en rapport avec les populations qu'ils touchent. La nécessité d'une définition se justifie par la finalité de quantifier le phénomène. Mais associer une quantité à la mortalité ou à l'événement qui la caractérise appelle quelques éclaircissements. Ceux-ci sont étroitement liés à certaines caractéristiques qui sont souvent celles qui définissent en même temps les populations qui sont le siège des événements démographiques.

1 1 La mortalité définie selon certaines caractéristiques

La mortalité est étudiée sous deux formes : la mortalité générale et la mortalité par causes. L'étude de la mortalité générale suppose que les événements (les décès) sont considérés indépendamment des causes qui les engendrent. Alors qu'en ce qui concerne la mortalité par causes, l'étude porte sur les décès classés par causes.

Une étude conduite sous ces deux formes est complète et globale. Elle intègre par ce biais un aspect fondamental, qui est celui de la lutte contre la mortalité et dont l'objectif est l'allongement de la vie.

Nous savons que la mortalité est très défavorable dans les pays africains. Les niveaux de l'espérance de vie (à la naissance) y sont parmi les plus bas au monde. Cela dit, c'est une constatation d'ordre général, donc insuffisante.

On sait par ailleurs que nombre d'épidémies sévissent dans le continent. Il est de ce fait utile de comprendre la mortalité par causes afin d'isoler les maladies les plus dévastatrices, en vue de mettre en œuvre des politiques de santé. Mais cette tâche n'est pas aisée à accomplir sur le plan de l'analyse, eu égard à la pauvreté des données démographiques disponibles.

Pour ce qui est des caractéristiques, on définit la mortalité selon les caractéristiques couramment utilisées pour bien distinguer les populations. Ainsi donc, à la mortalité on peut associer l'âge, le sexe, le lieu de résidence, la nationalité, l'ethnie, la situation matrimoniale, la catégorie socioprofessionnelle, le niveau d'instruction, etc.

En analyse démographique, l'âge et le sexe sont des variables indispensables. L'âge est une variable de différenciation des générations. C'est également la variable qui permet de sélectionner un groupe de personnes au sein duquel on observe l'évolution de la mortalité à travers le temps. Il est tout aussi intéressant de considérer la mortalité selon les différentes caractéristiques d'un point de vue de leur action sur le phénomène. Cela revient à analyser la mortalité en fonction de la date d'apparition de ces caractéristiques. C'est un aspect très important de l'analyse démographique.

L'inconvénient de l'état actuel de l'observation en Afrique est de figer les caractéristiques. Il n'existe aucune possibilité de considérer l'aspect quantitatif des caractéristiques. Alors, on se limite à l'utilisation de ces caractéristiques comme des variables discriminantes, sans autre forme d'analyse.

Pour être complet, il faut envisager les caractéristiques de la mortalité en rapport avec les différentes populations.

1 2 La définition des populations

Que ce soit le phénomène, l'événement ou la population, il est important de bien les définir. En effet, une bonne définition de ces trois éléments garantit également une bonne définition des indices. Le travail à faire consiste à savoir quels individus sont à rattacher à la mortalité que l'on veut étudier. Pour ce qui concerne cette étude, nous n'allons pas nous livrer à de longs développements. Les données disponibles limitent la propension à faire une analyse approfondie. La mortalité qui est étudiée grâce aux données des enquêtes et des recensements est la mortalité générale. Il y a un embryon d'étude de la mortalité par cause avec les EDS, encore que la méthode d'analyse ne relève pas des méthodes couramment utilisées en démographie.

La population se définit par rapport aux événements qu'elle a vécus. Dans le cadre de la mortalité, une population est définie en référence tout d'abord à la naissance de ses membres, puis aux événements intermédiaires entre celle-ci et leurs décès. Comme les données ne laissent pas une grande marge de manœuvre, nous étudierons la mortalité de la population toutes caractéristiques confondues. Seul le sexe peut constituer une caractéristique de différenciation des populations, puisque les statistiques sont distribuées le plus souvent selon le sexe. Cependant, ce dernier n'enrichit pas pour autant l'analyse. En effet, la mortalité selon le sexe offre tout simplement une perspective de comparaison. Il en va autrement de l'âge, car c'est un caractère quantitatif. Il permet de former des cohortes, mais aussi de relever

les particularités de la mortalité liées à l'âge au cours d'une période dans une approche transversale.

Les développements qui précèdent sont le sous-bassement qui conduit à la construction des indices de base de l'étude de la mortalité en analyse classique. Dans un contexte non classique, nous utilisons des indices tels que la proportion des personnes ayant encore leur (s) parent(s). Ces proportions se présentent sous forme de ratio, c'est à dire de rapport entre deux catégories qui ne sont pas directement liées. Ce qui n'est pas le cas du taux de mortalité qui lui est le rapport entre les décès (au numérateur) et la population (au dénominateur) qui a engendré ces décès. Il en va également autrement du quotient de mortalité qui est le rapport entre les événements et la population qui échappe à ces événements (et aux événements perturbateurs).

Avant de passer à l'estimation de ces indices, il faut d'abord les présenter clairement, en ayant à l'esprit le souci constant de bien formuler les hypothèses qui les sous-tendent.

Paragraphe 2 Les hypothèses et les indices

L'analyse de la mortalité se fait généralement au moyen de la table de mortalité. Cette dernière est un modèle qui retrace l'évolution de la mortalité à travers le temps d'une génération, depuis la naissance jusqu'à son extinction complète.

L'élaboration d'une table de mortalité suppose que la mortalité est étudiée à l'état pur ; c'est à dire en l'absence des phénomènes perturbateurs. Une bonne analyse de la mortalité est conditionnée par la formulation de certaines hypothèses garantissant la pertinence du cadre de raisonnement auquel on se réfère.

L'indice de base de l'analyse de la mortalité par une table de mortalité est le quotient. A défaut de ce dernier, on se sert des taux par âge que l'on peut transformer ensuite en quotients.

Nous allons rappeler les différentes hypothèses sous-jacentes à l'étude de la mortalité. Ensuite, nous présentons les indices de la mortalité, qu'ils servent ou non à la construction d'une table de mortalité.

2.1 Les hypothèses

A l'instar des autres phénomènes démographiques, l'hypothèse fondamentale est l'indépendance entre phénomène étudié et phénomènes perturbateurs. Rappelons que la mortalité générale est perturbée par les phénomènes migratoires. L'émigration empêche d'observer, alors que l'immigration contraint de le faire. La mortalité par causes suppose la concurrence de plusieurs causes de mortalité. La cause étudiée est perturbée par les autres causes.

Dans une étude par cohorte, à l'hypothèse d'indépendance est adjointe la condition d'homogénéité. Celle-ci garantit l'égalité des membres de la cohorte vis à vis du phénomène étudié. Dans la réalité, il n'est pas sûr que l'hypothèse d'indépendance soit vérifiée. Mais on fait comme si elle l'était. Il est probable que les membres d'une génération qui ont entre 20 et 55 ans dans les pays étudiés sont enclins à émigrer pour échapper aux difficultés de la vie dans leur pays d'origine. Si ces personnes sont sélectionnées, il est évident qu'elles n'auront pas la même mortalité que celles qui sont restées au pays. Si en outre l'intensité de l'émigration est très forte, on aura l'impression que l'espérance de vie à la naissance de la génération est faible. Cette impression peut sembler conforme à la réalité surtout dans un

contexte de forte mortalité au-delà de 60 ans. La non-vérification de l'hypothèse d'indépendance par le fait de la sélection des personnes qui émigrent surestime la mortalité.

Pour qu'il y ait réellement indépendance, il faut en même temps que l'immigration n'influe que très peu sur l'espérance de vie à la naissance. Cela veut dire que les immigrants doivent avoir la même mortalité que les autochtones. Par ailleurs, on sait que l'espérance de vie, donc la mortalité, est tributaire des conditions de vie des membres des générations au fil des âges. Alors, une condition supplémentaire s'impose : que les membres de la génération ne vivent pas une mortalité exceptionnelle due à une épidémie ou à une crise de quelque nature que ce soit.

Toutefois, il faut reconnaître que rien ne nous permet de savoir si l'hypothèse d'indépendance est vérifiée ou non. Pour le savoir, il faut entreprendre une observation des membres de générations encore observables, les membres qui ont échappé à la mortalité ou il faut *faire parler* les personnes décédées.

Le modèle de la table de mortalité conviendrait à l'estimation directe de la mortalité, c'est à dire à faire une analyse avec les événements et les populations issues directement de l'observation. La table vient en quelque sorte pour établir une cohérence entre les hypothèses et les indices à estimer. Elle restitue la mortalité que l'on aurait observée en l'absence des phénomènes perturbateurs. Malheureusement, pour ce qui est des pays que nous étudions, la table de mortalité obtenue de manière classique est un luxe que nous ne pouvons pas nous offrir. Les données des EDS sur la mortalité des frères et sœurs ou des enfants font exception, dans la mesure où elles rendent possible l'estimation d'une table de mortalité partielle. La solution de rechange sans EDS est l'estimation indirecte. Pour la développer nous avons besoin d'établir des conditions supplémentaires.

Nous abordons l'estimation de la mortalité par la survie des parents. Pour que les résultats obtenus soient fiables, il faut que la mortalité des enfants soit indépendante de la mortalité des parents. D'autre part, tous les individus sont censés savoir si leurs parents sont en vie ou décédés. En cas de liaison forte entre mortalité des parents et mortalité des enfants, on peut avoir l'impression que la mortalité de la période à la quelle on se réfère est faible. Or, cette impression est due au fait qu'il n'y a pas suffisamment de personnes pour témoigner sur le sort que la mort a réservé à leurs parents, parce qu'elles-mêmes sont mortes.

Il en est de même de l'estimation de la mortalité des enfants par les informations recueillies auprès des mères. L'hypothèse à retenir est celle de l'indépendance entre la mortalité des mères et celle des enfants. Les décès de leurs enfants ne peuvent pas être observés. La mortalité des enfants est sous estimée si la mortalité des orphelins et la mortalité des mères sont corrélées.

Il apparaît donc que l'estimation de la mortalité est assujettie à des hypothèses très contraignantes qui affaiblissent du même coup la portée de la démarche. Mais, pour l'univers considéré, c'est l'action même du phénomène étudié qui agit sur les résultats de l'analyse. Autrement dit, il y a nécessité d'agir sur la réalité, c'est à dire de lutter efficacement contre la mortalité et améliorer l'observation pour parvenir à une analyse correcte.

Une fois les hypothèses précisées, il faut faire le choix des indices. Là aussi les contraintes liées à l'observation, comme nous allons le voir, limitent la marge de manœuvre de l'analyste.

2.2 Les indices

Dans une table de mortalité, à chaque âge, il y a la série des survivants, les événements de la table et les quotients. Le quotient est l'indice de base le plus couramment utilisé dans l'analyse de la mortalité. Il est exprimé par le rapport entre les événements observés dans un intervalle d'âge et l'effectif des personnes exposées au risque de mortalité et présentes au début de cet intervalle, en l'absence d'événements perturbateurs. Le quotient de mortalité est le risque pour un individu présent au début de l'intervalle d'âge, à l'intérieur duquel on le calcule, de mourir avant la fin de la période couverte par ledit intervalle.

De manière générale, la synthèse des quotients fournit l'intensité du phénomène dans une cohorte. Étant donné que la mortalité se manifeste par des événements non renouvelables, son intensité est égale à 1. Du coup, l'intérêt de l'analyse de la mortalité est tourné vers l'indice de calendrier. Ce dernier résume la répartition dans le temps des événements de la table entre les durées écoulées entre la date de la formation d'une cohorte et la date d'arrivée de l'événement étudié. L'indice résumé du calendrier de la mortalité est l'espérance de vie à la naissance ou à un âge quelconque.

La traduction pratique de la détermination du calendrier de la mortalité est d'orienter la politique de lutte contre la mortalité. L'objectif d'une telle politique revient à maximiser l'espérance de vie à la naissance, donc à repousser le plus tard possible la mort d'un individu.

Comme on peut le juger, la table de mortalité est un outil très intéressant d'étude de la mortalité, mais l'observation démographique dans les pays étudiés ne procure pas les données nécessaires à son élaboration.

À défaut de calculer directement les quotients, certaines données disponibles permettent d'estimer les taux de mortalité par âge. Si ces derniers sont fiables, on peut les transformer en quotients. Le taux de mortalité par âge mesure la fréquence des décès pendant une période de temps. Il est obtenu en rapportant les décès à un âge ou un groupe d'âges sur la population moyenne de cet âge ou groupe d'âges observée au cours de la période considérée. La synthèse des taux par âge donne le taux brut de mortalité, qui est une moyenne pondérée des taux par âge. Les coefficients de pondération sont formés de la part des effectifs de chaque âge ou groupe d'âges dans l'effectif total.

Des sources de données principales que sont l'enquête et le recensement, on essaie d'extraire de quoi estimer des quotients ou des taux. À l'exception des données des EDS conçues expressément pour calculer les quotients de mortalité infantile, juvénile et maternelle, les données d'enquête « classique » et de recensement ne permettent que de calculer des taux de mortalité. On rapporte les décès des douze derniers mois avant la collecte sur la population observée à la date de la collecte. Lorsque ces données ont pour date de référence le 1er janvier ou le 31 décembre, il est ensuite facile de passer du taux au quotient. En revanche, lorsque la date de collecte est différente de cette référence, le passage de taux aux quotients se fait moyennant des hypothèses.

La difficulté de disposer des données permettant l'estimation directe de taux ou quotients contraint à l'estimation indirecte. Celle-ci implique l'utilisation des indices différents. Ainsi, l'estimation de la mortalité par la survie des parents se fait-elle par un simple rapport entre l'effectif des personnes qui ont encore leur père ou leur mère en vie sur l'effectif toutes catégories (orphelins et non orphelins confondus). Ce qui nous renvoie à une proportion, c'est à dire que le numérateur est contenu dans le dénominateur.

Une autre possibilité d'estimation indirecte de la mortalité est donnée par la proportion des enfants survivants. C'est le rapport de l'effectif des enfants survivants d'une femme par le nombre total d'enfants nés vivants. Dans les deux cas, il n'est pas question de rapporter des événements sur la population qui les vit ou est susceptible de les vivre.

Les indices que nous venons de présenter constituent la matière généralement utilisée pour étudier la mortalité des pays à statistiques imparfaites. Nous allons les mettre à profit pour amorcer une analyse de la mortalité dans les cinq pays francophones d'Afrique centrale. Au delà de l'estimation, notre objectif est de montrer les insuffisances des données, même quand elles sont formatées en vue de l'application des méthodes de substitution. C'est également l'occasion de faire des préconisations pour le futur.

Section 2 L'estimation des indices : des résultats encore éloignés de la réalité

On peut penser que les méthodes de substitution dans l'analyse des phénomènes démographiques conviendraient parfaitement aux pays étudiés, en attendant que la situation de la collecte s'améliore. Loin s'en faut. Ces méthodes sont très bien développées à travers des publications (livres et revues), mais leurs applications aux situations réelles se heurtent surtout à la non prise en compte des conditions de leur application lors de la collecte. Il arrive que les questionnaires intègrent bien ces conditions, mais le traitement des données ignore de les prendre en compte ou encore, la publication des données ne se limite qu'aux données d'état, notamment la distribution de la population selon quelques caractéristiques (âge, sexe, situation matrimoniale, éducation, activité, etc.). Les données du mouvement ne bénéficient pas souvent des mêmes faveurs. On remarque une certaine négligence dans leur publication. L'estimation de la mortalité, qu'elle soit directe ou indirecte, s'en trouve automatiquement affectée, sauf à imaginer des opérations spécifiques de collecte telles que les EDS, qui ont le mérite de proposer une estimation relativement meilleure que celle des sources traditionnelles.

Deux types de questions permettent de recueillir les informations nécessaires à l'estimation directe par les sources traditionnelles. Ce sont les questions sur la survie des enfants parmi les naissances des douze derniers mois et celles sur les décès des douze derniers mois avant la collecte. Le premier type de question est directement lié à l'estimation de la mortalité infantile, tandis que le deuxième, tout en englobant le premier, renvoie en plus à l'estimation de la mortalité des adultes.

La mortalité infantile est un domaine sur lequel on s'attarde beaucoup dans l'analyse de la mortalité des pays du Tiers-Monde. C'est tout simplement parce qu'elle a un statut particulier tant en analyse qu'en politique démographiques. En effet, les indices de la mortalité infantile pèsent beaucoup sur l'espérance de vie à la naissance. En outre, ces indices servent d'indicateurs du niveau de développement socio-sanitaire d'un pays.

Les questions des EDS sur la mortalité sont plus complètes, car elles englobent les questions sur l'âge au décès et la date de décès.

Nous allons successivement aborder la mortalité infantile, et la mortalité au-delà du premier anniversaire (mortalité juvénile et mortalité adulte) en distinguant les données de recensement et enquête classique, et celles des EDS.

Paragraphe 1 L'estimation de la mortalité infantile par les décès, et la survie parmi les naissances, des douze derniers mois avant la collecte

Lorsque l'on regarde de très près les données démographiques disponibles sur les pays que nous étudions, un constat saute aux yeux : la mortalité infantile est considérée comme un sous produit de la fécondité en terme de collecte. En effet, lors de l'interrogatoire, des femmes ou des chefs de ménages sont interrogés sur la fécondité actuelle et passée, les questions sur la survie des enfants sont également posées. La quasi totalité des opérations organisées en Afrique centrale francophone, depuis la période des indépendances, incluent ces questions, des enquêtes par sondage des années 60 aux EDS des années 1990 et 2000, en passant par les différents recensements. L'aperçu des statistiques disponibles fait l'objet du tableau n° 2.1.

Tableau n°2.1 : Naissances vivantes, survivants et décès des enfants de 0 an révolu, au cours des douze derniers mois avant la collecte, selon le pays et l'année de collecte.

Naissances vivantes, survivants, décès des personnes de 0 an révolu, population de 0 an révolu		Cameroun (1)		Congo (2)		
		1976*	1987	1960-1961	1974**	1984***
Naissances vivantes selon le sexe	SM	126610	190328	11200		30870
	SF	125804	193216	11300		30316
	T	252414	383544	22500	48571	61186
Décès à 0 an révolu selon le sexe	SM		12328		947	306
	SF		9803		744	254
	T		22131		1691	560
Population à 0 an révolu selon le sexe	SM	125349	191285	10700	23745	35868
	SF	124116	184768	10700	23329	35601
	T	249465	376053	21400	47074	71469
		Gabon (3)		RCA (4)		Tchad (5)
		1960-1961	1993****	1959-1960	1988*****	1964
Naissances vivantes selon le sexe	SM		16254	24550	42273	57320
	SF		17143	24280	42164	55040
	T	15418	33397	48830	84437	112360
Survivants selon le sexe	SM		15603	19980		
	SF		16283	20510		
	T		31886	40490		
Décès à 0 an révolu selon le sexe	SM	1371	530	4930	3479	10020
	SF	893	736	4330	2810	7950
	N.D.				67	
	T	2264	1266	9260	6356	17970
Population à 0 an révolu selon le sexe	SM	6846			43618	49050
	SF	6763			43426	48480
	T	13609			87044	97530

SM = Sexe masculin ; SF = Sexe féminin ; T = Total ; N.D. = Non déclarés.

Sources :

(1) RGPH 1976 et 1987

(2) RGPH 1974 et 1984, Enquête démographique par sondage 1960-1961

(3) RGPH 1993 ; Recensement et enquête démographique 1960-1961

(4) RGPH 1988 ; Enquête démographique 1959-1960

(5) Enquête démographique 1964

* Aux naissances vivantes des femmes de 15-49 ans, il faut ajouter celles des femmes de 12-14 ans, 50-54 ans et 55 ans ou plus.

** Le total des naissances vivantes des femmes comprennent celles des femmes de 50-54 ans, 55-59 ans, 60-64 ans, 65 ans ou plus et les femmes qui ne déclarent pas leur âge.

*** Les naissances vivantes des femmes de 12-14 ans, 50-54 ans et 55 ans et plus sont également prises en compte.

**** Les naissances vivantes intègrent celles des femmes de 12-14 ans et 50-54 ans.

***** Y compris les naissances vivantes des femmes de 12-14 ans, 50-54 ans, 55 ans ou plus et les femmes qui ne déclarent pas leur âge.

La mortalité infantile est estimée par trois indices : le quotient et le taux de mortalité infantile, le taux à 0 an révolu. Le quotient de mortalité infantile mesure la probabilité de décéder entre la naissance et le premier anniversaire. Les statistiques du tableau n° 2.1 ne permettent pas de le calculer. Néanmoins les données des EDS fournissent des quotients de mortalité infantile. Nous reviendrons sur ces quotients plus loin.

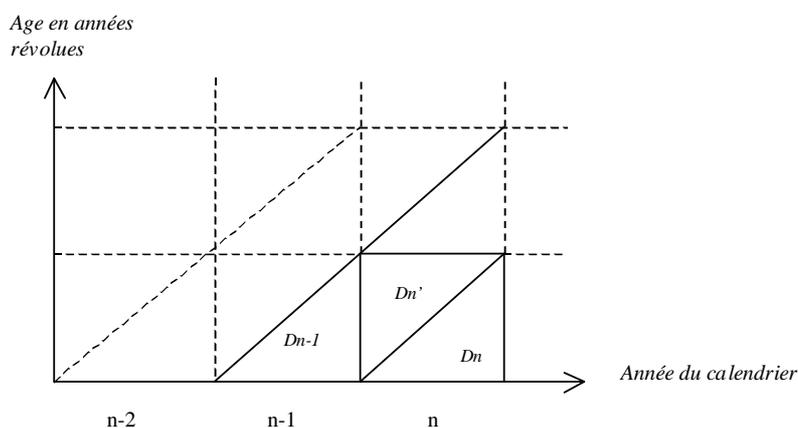
Le taux de mortalité à 0 an révolu est le rapport entre les décès et la population moyenne de moins de 1 an de la période observée. Il exprime la fréquence des décès infantiles. Sous certaines conditions, il se ramène au taux de mortalité infantile. Ce dernier est un mélange de taux et de quotient. En effet, les décès de moins d'1 an de la période observée proviennent pour partie des naissances des 12 derniers mois avant la collecte. L'autre partie des décès provient des naissances de la période des 12 mois ayant précédé la période des douze derniers mois avant la collecte.

1 1 Le taux de mortalité infantile

Nous nous aidons du graphique n° 2.1 pour présenter les formules de calcul des indices de la mortalité infantile. Le taux de mortalité infantile est obtenu par la formule suivante :

$$\frac{D_{n'} + D_n}{N_n} \quad (10)$$

Où $D_{n'}$ représente les décès des enfants de moins de 1 an survenus pendant les douze derniers mois ayant précédé la collecte (l'année n). Ces décès proviennent des enfants nés l'année $n-1$. D_n est le nombre de décès survenus l'année n chez les naissances de la même année et N_n les naissances de l'année n .



Graphique n° 2.1 : Diagramme de Lexis pour le calcul du taux de mortalité infantile

Calculé de cette manière, le taux de mortalité infantile n'est pas correct. Pour qu'il le soit, il faut tenir compte du fait que les décès $D_{n'}$ proviennent des naissances de l'année $n-1$, soit N_{n-1} . La formule (10) devient :

$$\frac{D_{n'}}{N_{n-1}} + \frac{D_n}{N_n} \quad (11)$$

Les formules (10) et (11) sont équivalentes, à la condition que N_{n-1} et N_n soient égaux. Ce qui revient à dire que les naissances sont constantes au fil des années. Or, il n'est pas sûr que cette condition se vérifie souvent dans la réalité.

Pour appliquer la formule (11), il faut que les décès soient classés selon l'année du décès et l'année de naissance. Bien évidemment, les chances de rencontrer des données bénéficiant du double classement sont presque nulles. Les questions sur les naissances et les décès des enfants de 0 an au cours des douze derniers mois contiennent tous les éléments permettant le double classement des données. Il n'est pas sûr qu'on en tienne compte dans le traitement des données.

Le double classement des décès infantiles, selon l'année du décès et l'année de naissance permettrait de bien distinguer les décès survenant entre le 1^{er} janvier et le 1^{er} anniversaire et ceux survenant entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année (ou la période) de collecte. Les décès qui ont eu lieu entre le 1^{er} janvier et le 1^{er} anniversaire proviennent des naissances de l'année $n-1$. Alors que les autres décès sont issus des naissances de l'année n , comme le montre le graphique n° 2.1.

Il est impossible d'estimer le taux de mortalité infantile comme défini par la formule (11). Toutefois, nous pouvons proposer une estimation du taux de mortalité infantile avec les données du tableau 2.1. Les résultats sont présentés au tableau n° 2.2.

Tableau n°2.2 : Taux de mortalité infantile (pour 1000) selon le pays et l'année de collecte.

Pays	Année et opération de collecte	Naissances vivantes survenues au cours des douze derniers mois avant la collecte	Décès des douze derniers mois avant la collecte	Taux de mortalité infantile
Cameroun	1987 R	383544	22131	57,70
Congo	1974 R	48571	1691	34,82
	1984 R	61186	560	9,15
Gabon	1960-1961 E*	15418	2264	146,84
	1993 R	33397	1266	37,91
RCA	1959-1960 E	48830	9260	189,64
	1988 R	84437	6356	75,28
Tchad	1964 E	112360	17970	159,93

E = Enquête par sondage, R = Recensement ; * Opération mixte : recensement en zone urbaine et enquête ailleurs

Sources :
Voir tableau n°2.1.

Les taux de mortalité infantile des enquêtes semblent plus vraisemblables que ceux des recensements, quelque soit le pays. Toutes les enquêtes, dont les données figurent au tableau n° 2.2, avaient été réalisées dans la décennie 1960.

Les niveaux des taux montrent que la mortalité infantile était encore préoccupante. Exceptée l'enquête du Gabon dont la couverture était nationale, les autres avaient surtout porté sur l'espace rural.

Les données des recensements donnent des taux aberrants sauf peut être pour la RCA (recensement 1988).

Quelque soit l'opération de collecte, le calcul du taux de mortalité infantile suppose que les naissances des douze derniers mois sont constantes et que le calendrier et l'intensité de la mortalité infantile ne varient pas. Cette supposition ne repose sur aucun fondement. En effet, les décès des enfants de moins de 1 an, plus que leurs naissances, fluctuent beaucoup, sous l'effet des conditions sanitaires, climatiques et économiques.

Les taux de mortalité infantile estimés n'ont que l'apparence de taux. Au fond, ce sont des quotients, puisqu'ils mettent aux prises les décès des enfants à 0 an révolu rapportés aux naissances. Ce qui est qualifié de taux exprime le risque d'un enfant né au début de la période des douze derniers mois avant la collecte de mourir avant la fin de cette période. Nous allons voir maintenant l'estimation de véritables taux de mortalité avant 1 an.

1 2 Le taux de mortalité à 0 an révolu

Pour chaque période considérée, nous avons besoin des décès et des effectifs de populations par âge qui vivent ces décès. Revenons aux données du tableau n° 2.1 et remarquons que les décès sont inexistantes pour le recensement du Cameroun effectué en 1976. En revanche les effectifs à 0 an révolu font défaut pour le Gabon (1993) et la RCA (1959-1960).

Avant de calculer le taux de mortalité, nous allons comparer les naissances des douze derniers mois et les effectifs à 0 an, en guise de « test de vraisemblance ». Si les données sont bonnes, l'effectif à 0 an révolu à la date de collecte est inférieur aux naissances des douze derniers mois. En effet, à la date de collecte on n'enregistre que la population survivante à 0 an. Les naissances des douze derniers mois représentent un effectif brut, c'est à dire en l'absence de mortalité. Ce test n'est pas très fiable, mais il permet de se faire une première idée de la qualité des statistiques que nous utilisons pour estimer la mortalité infantile. Nous avons récapitulé les résultats du test dans le tableau n° 2.3.

Tableau n°2.3 : Comparaison des effectifs à 0 an révolu et des naissances des douze derniers mois avant la collecte, selon le pays et l'année de collecte.

Pays	Année et opération de collecte	Effectifs à 0 an révolu	Naissances des douze derniers mois	Décès des douze derniers mois	Taux de mortalité à 0 an	Taux de mortalité infantile
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cameroun	1976 R	249645	252414			
	1987 R	376053	383544	22131	58,85	57,70
Congo	1960-1961 E	21400	22500			
	1974 R	47074	48571	1691	35,92	34,82
	1984 R	71469	61186	560	7,84	9,15
Gabon	1960-1961 E*	13609	15418	2264	166,36	146,84
	1993 R		33397			
RCA	1959-1960 E		48830			
	1988 R	87042	84437	6356	73,02	75,28
Tchad	1964 E	97530	112360	17970	184,25	159,93

E = Enquête par sondage ; R = Recensement ; * Opération mixte : Recensement en zone urbaine et enquête en zone rurale.
Sources :
Voir tableau n°2.1

Il y a lieu de noter que s'agissant de la RCA, une enquête post censitaire avait permis de corriger les effectifs par âge et sexe. Ainsi donc, l'effectif de la population à 0 an est passé de 87042 à 94986, alors qu'il n'y a eu que 84437 naissances vivantes.

Par ailleurs, le fait que les effectifs de la population dont l'âge est inférieur à 1 an soient plus faibles que les naissances des douze derniers mois entraîne automatiquement des taux de mortalité à 0 an (voir colonnes 6 et 7 du tableau n° 2.3) supérieurs aux taux de mortalité infantile, si ces derniers sont calculés comme au premier sous-paragraphe (cf. formule n° 10).

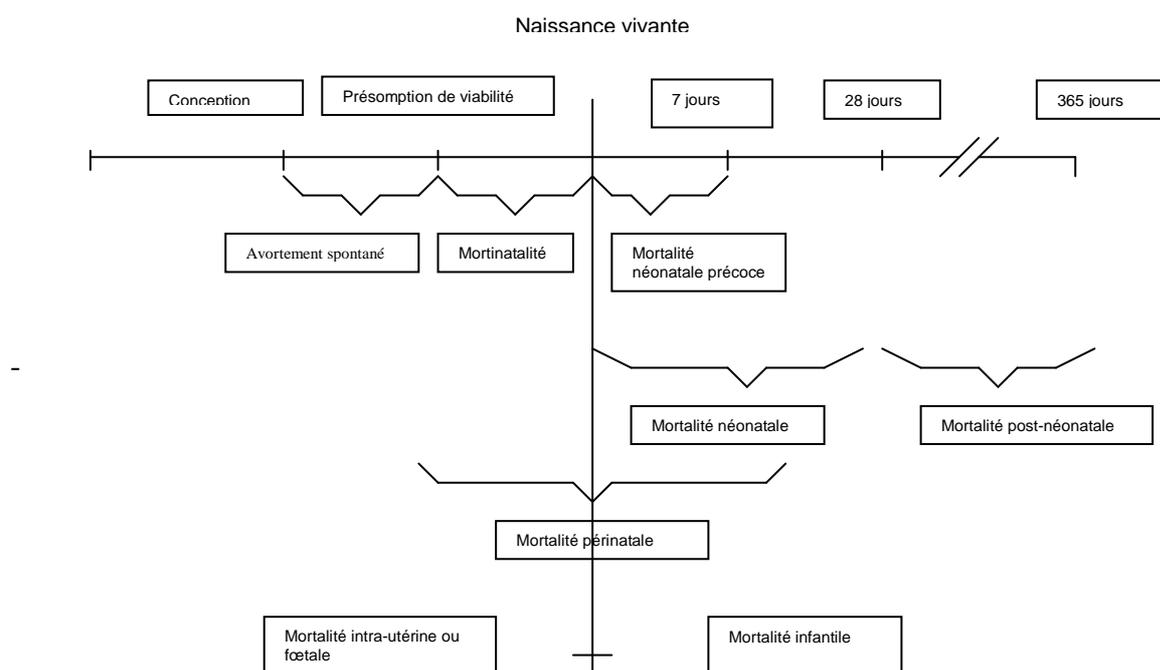
La comparaison des colonnes 6 et 7 du tableau n° 2.3 montre clairement que le taux de mortalité à 0 an surestime la mortalité des enfants de 0 an révolu. Les cas du Congo (1984) et

de la RCA (1988) sont exceptionnels, certainement à cause de la mauvaise qualité des données.

1 3 Le quotient de mortalité infantile

Cet indice fait l'objet d'un traitement particulier dans le cadre des EDS. La mortalité infantile dans ces enquêtes est exclusivement approchée par le quotient de mortalité. L'avantage de cette approche est d'aborder les composantes de la mortalité infantile. Ce qui n'est pas le cas des sources traditionnelles, même si certaines opérations en tiennent compte en demandant l'âge au décès en jours pour le décès avant 1 mois, et en mois pour le décès survenant entre 1 mois et 12 mois.

Avant de reprendre les quotients publiés dans les rapports des EDS (cf. tableau n° 2.4), nous présentons les composantes de la mortalité infantile au graphique n° 2.2.



Graphique n° 2.2 : Les composantes de la mortalité infantile.

Source :

Pressat R. (Sous la dir.), 1985, Manuel d'analyse de la mortalité. Paris : Ined, OMS.

Précisons que les indices estimés ne concernent que la mortalité infantile. Ils excluent la mortalité intra-utérine.

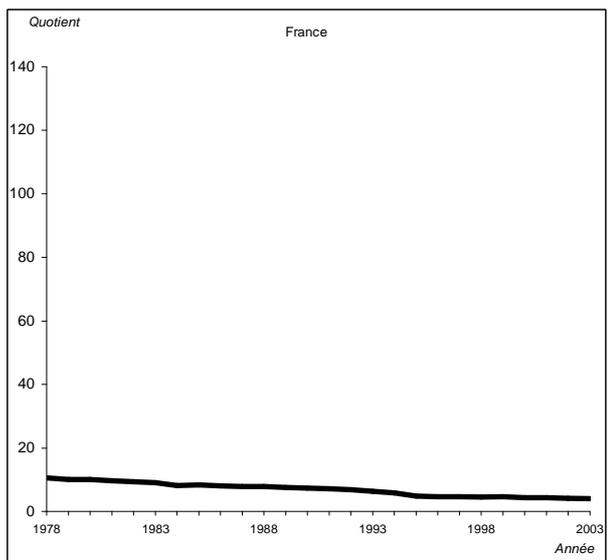
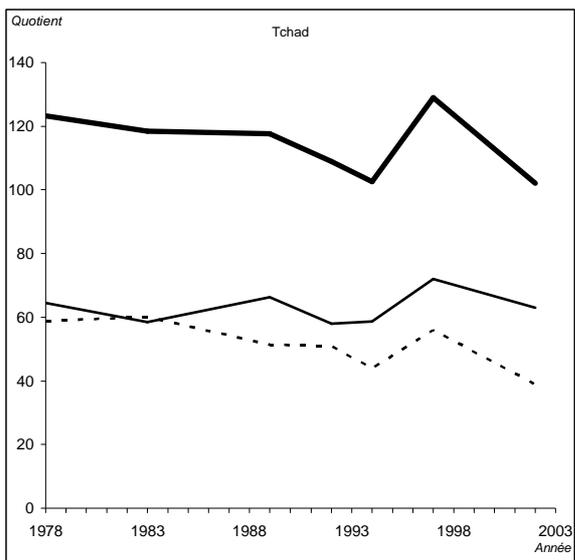
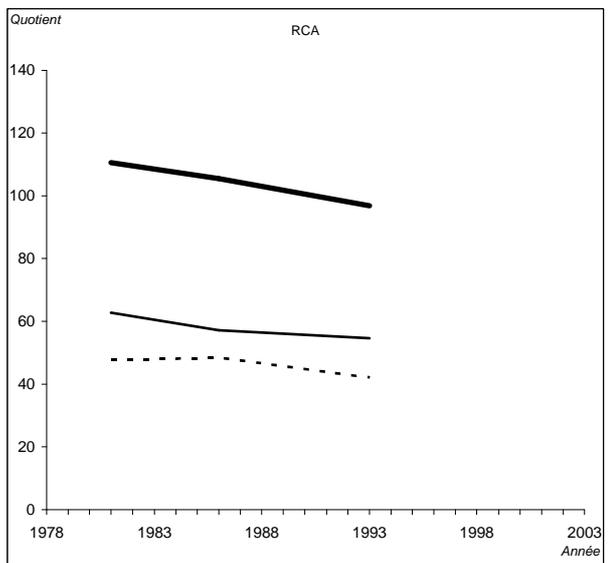
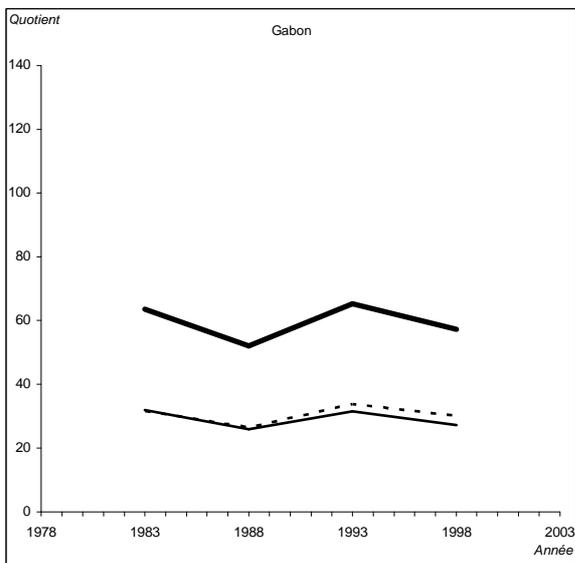
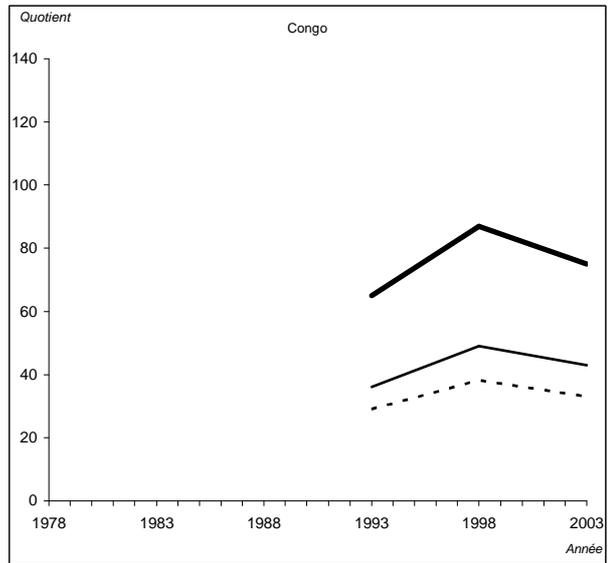
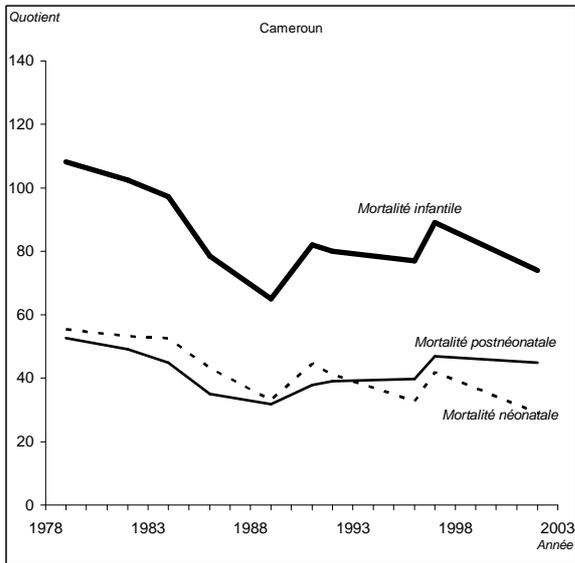
Les données du tableau n° 2.4 n'échappent pas aux défauts souvent soulignés lorsqu'il s'agit de mettre à contribution la mémoire des personnes enquêtées. Ainsi donc les indices éloignés de la date de l'enquête sont moins fiables que ceux qui s'en rapprochent. Néanmoins, l'évolution du quotient de mortalité montre une tendance à la baisse (voir graphique n° 2.3), avec des niveaux variables selon le pays et la période considérés, à l'exception du Congo pour lequel on constate une légère hausse. Malgré la baisse du quotient de mortalité infantile, le Tchad et la RCA détiennent la palme du niveau le plus élevé. A noter la « performance » du Cameroun avec une baisse substantielle.

Tableau n°2.4 : Quotients de mortalité (pour 1000) selon les composantes de la mortalité infantile, le nombre d'années avant la collecte.

Cameroun											
1991				1998				2004			
Nombre d'années ayant précédé l'enquête	Mortalité néonatale	Mortalité postnéonatale	Mortalité infantile	Nombre d'années ayant précédé l'enquête	Mortalité néonatale	Mortalité postnéonatale	Mortalité infantile	Nombre d'années ayant précédé l'enquête	Mortalité néonatale	Mortalité postnéonatale	Mortalité infantile
0-4 (1987-1991)	33,1	31,9	65	0-4 (1994-1998)	37,2	39,8	77,0	0-4 (2000-2004)	29	45	74
5-9 (1982-1986)	52,4	44,9	97,3	5-9 (1989-1993)	44,6	37,9	82,5	5-9 (1995-1999)	42	47	89
10-14 (1977-1981)	55,4	52,7	108,1	10-14 (1984-1988)	43,3	35,0	78,5	10-14 (1990-1994)	41	39	80
				15-19 (1979-1983)	53,2	49,2	102,5				
Gabon				Tchad							
2000				1996-1997				2004			
0-4 (1996-2000)	30,1	27,2	57,3	0-4 (1993-1997)	43,9	58,7	102,6	0-4 (2000-2004)	39	63	102
5-9 (1991-1995)	33,7	31,6	65,2	5-9 (1988-1992)	51,3	66,3	117,6	5-9 (1995-1999)	56	72	129
10-14 (1986-1990)	26,3	25,8	52,1	10-14 (1983-1987)	60,0	58,4	118,4	10-14 (1990-1994)	51	58	109
15-19 (1981-1985)	31,6	31,9	63,5	15-19 (1978-1982)	58,8	64,5	123,3				
RCA (1994-1995)				Congo (2005)							
0-4 (1991-1995)	42,1	54,6	96,7	0-4 (2001-2005)	32	43	75				
5-14 (1981-1990)	48,3	57,1	105,4	5-9 (1996-2000)	38	49	87				
15-24 (1976-1985)	47,6	63,2	110,8	10-14 (1991-1995)	29	35	65				
Sources :											
Cameroun, EDS 1991, 1998 et 2004.											
Gabon, EDS 2000.											
RCA, EDS 1994-1995.											
Tchad, EDS 1996-1997, 2004.											
Congo, EDS 2005.											

La tendance à la baisse doit être tempérée, car les quotients demeurent à un niveau assez élevé, comparativement à ceux observés dans les pays développés. Ces niveaux reflètent les standards des pays sous-développés.

Un aspect de l'étude de la mortalité infantile est lié aux deux composantes tributaires des causes de mortalité. Ces deux composantes sont la mortalité endogène assimilée à la mortalité néonatale, et la mortalité exogène identifiée à la mortalité post néonatale. Leur niveau préoccupant signifie que les enfants de moins d'un an ont une forte probabilité de mourir avant un an aussi bien pour des complications liées à l'accouchement que par des infections causées par un environnement immédiat insalubre. L'action combinée de ces deux types de mortalité explique le niveau élevé du quotient de mortalité infantile. En général, la lutte contre la mortalité post néonatale peut être menée au moyen d'actions ne nécessitant pas de dépenses importantes.



Graphique n° 2.3 : Composantes de la mortalité infantile et comparaison avec la France.

En revanche, la lutte contre la mortalité néonatale requiert des efforts financiers considérables. En effet, ce domaine appelle des techniques de soins développés et des

recherches très poussées. Les pays développés, ayant réduit la mortalité post néonatale à sa plus simple expression, sont en passe d'éradiquer la mortalité néonatale.

Au delà de ce constat, les niveaux des composantes du quotient de mortalité diffèrent d'un pays à un autre. Trois pays, le Cameroun, le Tchad et la RCA, enregistrent des niveaux de mortalité infantile et de ses composantes assez élevés comparativement au Congo et au Gabon. Pour les périodes comparables, la mortalité infantile baisse dans les trois pays précités. La baisse constatée pour le Gabon est à peine perceptible, alors que le Congo fait face à une augmentation de la mortalité infantile entre 1992 et 2004. Pour ce dernier pays cette situation est imputable aux troubles socio-politiques qui ont émaillé son histoire récente, notamment la décennie 90, comme en témoigne le pic autour de l'année 1998.

Mis à part le Gabon et le Cameroun (de 1980 à 1994 ou plus pour le Gabon), pour lesquels la mortalité néonatale est supérieure à la mortalité post néonatale, les trois pays restant présentent une situation inverse. Dans le contexte des pays en développement, la première configuration relève de l'exception, car la lutte contre la mortalité exogène est plus à leur portée que l'éradication plus difficile de la mortalité endogène.

Les périodes de comparaison ne coïncident pas pour l'ensemble des pays, mais nous avons un aperçu satisfaisant de l'évolution des composantes de la mortalité infantile. Le niveau de la mortalité infantile reste encore élevé, montrant par là que les pays doivent encore fournir beaucoup d'efforts en matière de santé infantile et maternelle. Le contre exemple de tous ces pays est la France dont le niveau de la mortalité infantile est comparativement très faible avec un rapport de 1 à 10. La France est plus confrontée à la mortalité néonatale comme l'est la majorité des pays développés.

La mortalité avant un an pèse beaucoup sur le niveau de l'espérance de vie à la naissance. Mais dans les pays étudiés la mortalité entre 1 et 5 ans est aussi préoccupante que la mortalité avant un an. C'est une caractéristique bien connue de certains pays en développement. D'où l'intérêt d'étudier la mortalité au delà de 1 an.

Paragraphe 2 L'estimation de la mortalité au delà du premier anniversaire

On quitte la mortalité infantile pour aborder la mortalité juvénile et adulte avec les mêmes indices de référence que précédemment.

La collecte procure les données sur les événements et les populations susceptibles de les vivre. Ces événements sont obtenus par la question sur les décès des douze derniers mois avant la collecte. Les décès sont classés selon l'âge au décès et le sexe du décédé. Les effectifs des populations concernées sont issus des questions sur les caractéristiques d'état (âge, sexe, situation matrimoniale, etc.).

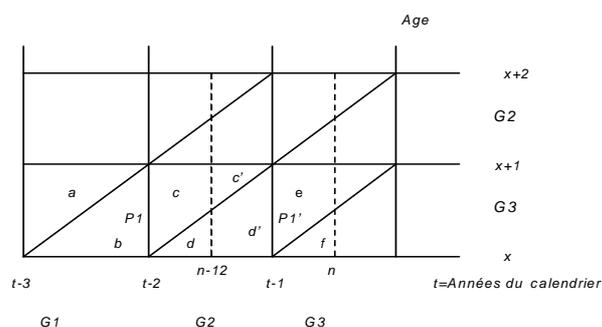
Nous allons procéder en deux temps. L'estimation est faite d'abord par les données de recensement et d'enquête classique puis par celles des EDS.

2.1 Les données obtenues par les sources traditionnelles

Dans ce sous paragraphe nous avons entrepris de calculer les taux de mortalité par âge au moyen des décès des douze derniers mois classés selon l'âge du décédé et des effectifs par sexe et âge observés, pour les pays dont les statistiques le permettent.

Le taux de mortalité par âge (ou groupes d'âges) est le rapport des décès des douze derniers mois sur la population observée à la date de la collecte. Compte tenu du fait que le dénominateur est formé de la population qui a échappé à la mortalité (le phénomène étudié), le taux estimé est un taux de première catégorie qui s'apparente au quotient de mortalité. Ces taux sont estimés en faisant l'hypothèse implicite que les mouvements migratoires n'influent pas sur les taux calculés.

Voici quelques observations accompagnant le calcul des taux en s'aidant d'un diagramme de Lexis.



Graphique n°2.4 : Diagramme de Lexis pour le calcul du taux de mortalité

Les données utilisées nous empêchent de calculer des taux par générations. En situation idéale, nous nous serions retrouvés dans les cas de figure du diagramme de Lexis du graphique n° 2.4. Les décès observés entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre de l'année $t-2$ proviennent des membres des générations $G1$ et $G2$. Ce sont les décès c , c' , d et d' . A ces deux dates figurent aussi les populations $P1$ et $P1'$ âgées de x à $x+1$. Le taux de mortalité entre x et $x+1$ l'année $t-2$ est égal au rapport de la somme des décès $c+c'+d+d'$ à la population moyenne observée la même année. Soit :

$${}_1m_x = \frac{D(x, x+1)}{\frac{P_1 + P_1'}{2}} \quad (12)$$

$$D(x, x+1) = c + c' + d + d'$$

Les données sur les décès sont classées selon leurs dates d'occurrence et l'âge du décédé. Les effectifs de population sont classés selon l'âge et l'année de naissance. Ces deux façons de classer les événements et les populations sont rarement rencontrées dans les statistiques des pays étudiés.

Si l'opération de collecte a lieu le 1^{er} janvier ou le 31 décembre et si les données sont classées comme cela vient d'être mentionné, on se retrouve dans la situation idéale présentée sur le graphique n° 2.4.

Dans la réalité, les enquêtes ou les recensements ont lieu à une date quelconque (différente du 1^{er} janvier ou du 31 décembre). Si la collecte a lieu à la date n comme l'indique le lexis, les décès survenus au cours des douze derniers mois se produisent dans deux années civiles. Les taux par âge obtenus avec ces événements concernent trois groupes de générations ($G1$, $G2$ et $G3$). Tous les décès des personnes âgées de x à $x+1$ observées à la date n ne proviennent pas que des populations des deux groupes de générations $G2$ et $G3$. Il y a une

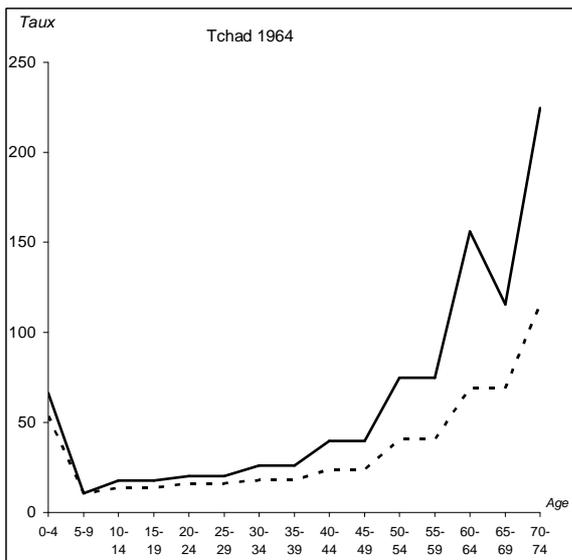
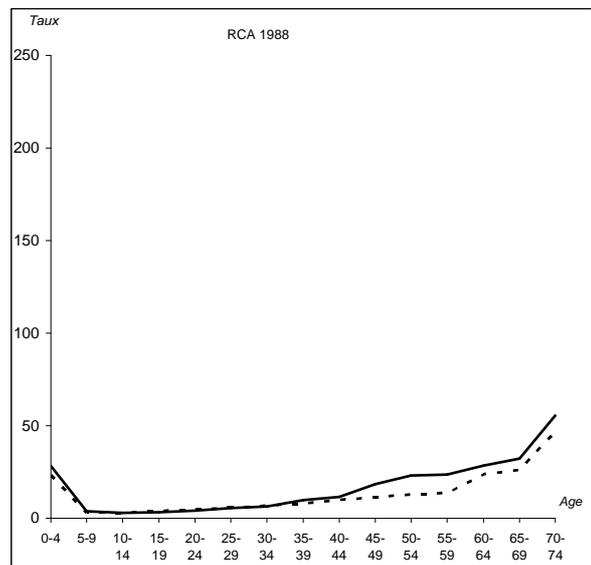
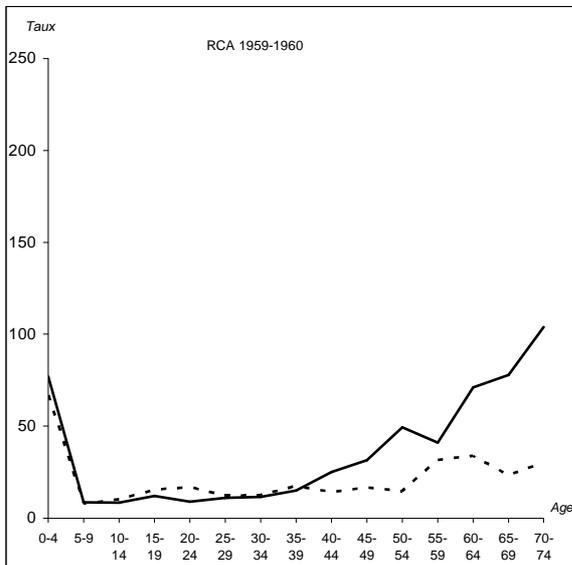
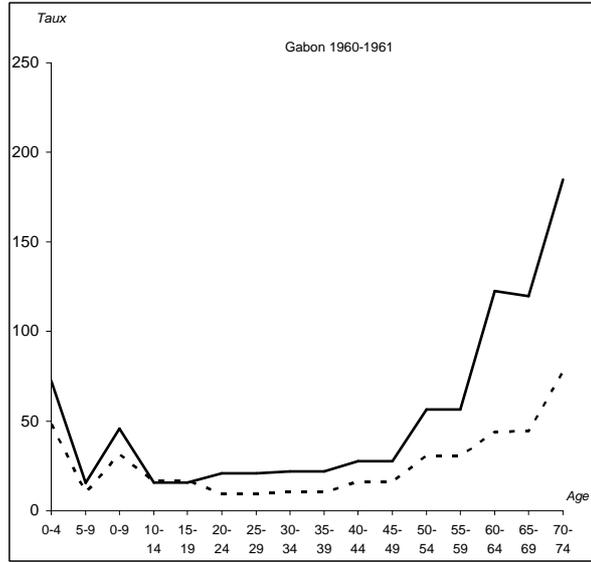
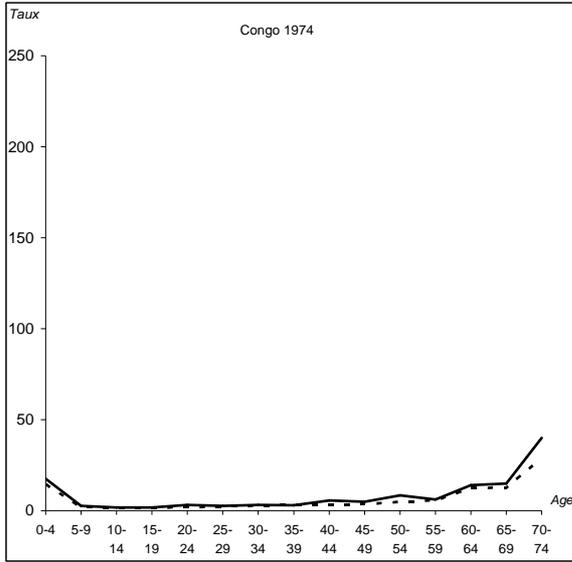
partie de décès qui sont le fait de la population du groupe de générations GI . Donc les décès c' n'ont pas leur contrepartie au dénominateur du taux de mortalité correspondant à la population âgée de x à $x+1$ et survivante à la date de collecte. Le taux s'en trouve surestimé, toutes choses égales par ailleurs, si la date de collecte est très proche du début de l'année civile de tenue de la collecte.

En l'absence d'état civil, il serait judicieux d'opter pour des taux par génération. Les décès des douze derniers mois seraient alors observés dans des générations. Les questionnaires des recensements ou des enquêtes intègrent en général tous les éléments permettant de calculer des taux par âge dans les générations. Les données publiées en revanche ne contiennent que des statistiques élémentaires.

Comme nous l'avons déjà constaté concernant les taux de mortalité infantile, les taux de mortalité issus des données d'enquête par sondage paraissent plus vraisemblables que ceux calculés à base des statistiques des recensements (cf. graphique n° 2.5).

On peut noter aussi que la mortalité observée par les recensements (Congo 1974 et RCA 1988) est largement sous estimée, au regard du niveau trop faible des taux. Il n'en est pas de même des taux obtenus par les enquêtes des années 60. Certes, ils n'offrent pas les garanties d'une observation fiable de la mortalité, mais ils semblent refléter les conditions de mortalité qui prévalaient dans les pays observés. La mortalité masculine est souvent défavorable à tous âges et l'écart entre les sexes augmente à partir de 40-44 ans. A noter l'exception de la RCA (1959-1960) pour laquelle la mortalité féminine est plus élevée entre 10-14 ans et 35-39 ans.

Au lieu de s'arrêter sur les taux par âge, on peut considérer l'indice résumé de ces taux, le taux brut de mortalité. Rappelons que c'est cet indice qui est associé au taux brut de natalité pour estimer le taux d'accroissement d'une population. Malgré l'incertitude qui pèse sur la qualité des données, on peut comparer le taux brut de mortalité obtenu par enquête avec ceux des pays ou groupes de pays ayant les mêmes caractéristiques. La base de comparaison est la structure par âge. En effet, le taux brut de mortalité est une moyenne pondérée des taux par âge, dont les coefficients sont la part des effectifs de chaque âge ou groupe d'âges dans la population totale. A ce titre, le taux brut de mortalité est très sensible à la structure par âge.



----- Sexe féminin
 ————— Sexe masculin

Graphique n° 2.5 : Taux de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le pays et l'année de collecte.

Les données du tableau n° 2.5 montrent que l’Afrique au sud du Sahara est déjà défavorisée en 1960 par rapport à d’autres régions du Sud. Les taux brut de mortalité des pays d’Afrique centrale reflètent bien ce niveau assez important de la mortalité. Avec de tels taux bruts de mortalité, ces pays se situaient encore dans la première phase de la transition démographique, phase caractérisée par un régime démographique combinant mortalité et natalité élevées.

Tableau n°2.5 : Taux brut de mortalité (en ‰) des sous régions du sud et de certains pays d’Afrique au sud du Sahara, et comparaison avec la France, dans les années 60, 70 et 80.

Régions du Sud et pays d’Afrique au sud du Sahara	1960	1970	1980
<i>Régions du Sud (1)</i>			
Amérique centrale	13,30	10,30	7,50
Caraïbes	12,90	10,10	8,40
Amérique du sud	12,70	10,30	8,60
Afrique du nord (2)	18,00	16,00	10,80
Afrique subsaharienne	25,20	21,50	18,50
Moyen orient	19,60	14,60	10,20
Asie du sud	21,10	17,40	14,00
Asie de l’est et du sud est	19,00	11,20	8,00
<i>Pays d’Afrique au sud du Sahara</i>			
Cameroun (3)		25,00	
Congo (4)		24,40	
Gabon (5)		29,58	
RCA (6)		25,50	
Tchad (7)		31,34	
<i>Europe</i>			
France (8)	11,4	10,7	10,2
Sources :			
(1) : Nations Unies			
(2) : Tabutin (1992)			
(3) et (4) : CEPED. Démographie de 30 états d’Afrique et de l’océan indien			
(5) : Gabon, Enquête par sondage et recensement 1960-1961			
(6) : RCA, Enquête par sondage 1959-1960.			
(7) : Tchad, Enquête par sondage 1964.			
(8) : France, www.ined.fr			

Etant donné que les taux brut de mortalité par pays obtenus par les données censitaires sont de mauvaise qualité, la poursuite de la comparaison aux décennies 70 et 80 est impossible à faire. Seule la comparaison régions du Sud/pays d’Afrique au sud du Sahara est possible. Malgré la baisse du taux brut de mortalité de l’Afrique au sud du Sahara entre les années 70 et 80, il n’en demeure pas moins que son niveau est encore élevé, comparativement à toutes les autres régions du Sud. La mortalité baisse aussi en Afrique au sud du Sahara, mais à un rythme relativement lent. La comparaison avec la situation de la France montre les limites de cet indicateur, si l’on ne tient pas compte de la structure de la population. C’est ainsi qu’on peut voir que les régions d’Amérique centrale, du Sud, des Caraïbes et d’Asie de l’est et du sud ont une mortalité « plus faible » que la France en 1980. D’un côté, nous avons des populations jeunes avec des taux de mortalité relativement faibles entre 10 et 20 ans voire 25 ans, tirant le taux brut de mortalité vers un niveau bas. De l’autre côté, nous sommes en présence d’une population vieillissante, avec l’essentiel de la mortalité concentrée aux âges situés au-delà de 65 ans, en maintenant le taux brut de mortalité au même niveau que certains pays en voie de développement.

Revenons aux taux bruts de mortalité obtenus par les données de recensement. Nous allons les confronter à des taux publiés par le Centre Français pour l'Etude des Populations des Pays en Développement (CEPED). La comparaison de ces taux figurent au tableau n° 2.6.

Tableau n°2.6 : Taux brut de mortalité (pour 1000) selon les pays, l'année et la source. Comparaison avec les taux publiés par le CEPED.

Pays	Année et type de collecte	Taux brut de mortalité	
		Publiés par le CEPED*	Calculés selon les données disponibles
Cameroun	1960-1965 E	25,00	
	1976 R	20,40	
	1978 E	20,20	
	1987 R	13,70	11,79
Congo	1960-1961 E	24,40	
	1974 R	17,90	6,24
	1984 R	13,60	1,50
Gabon	1960-1961 Ea	30,00	29,58
RCA	1959-1960 E	26,00	25,50
	1975 R	19,40	
	1988 R	16,70	10,84
Tchad	1964 E	31,00	31,34

E = Enquête par sondage ; R = Recensement ; a=Recensement et enquête par sondage.
Source :
* CEPED : Démographie de 30 états de l'Afrique centrale et de l'Océan indien
Pour les autres sources, voir les tableaux précédents.

Les taux bruts obtenus par les données disponibles et ceux publiés par le CEPED sont très proches, si l'on considère ceux obtenus par l'enquête classique. En revanche, ceux issus des recensements sont dissemblables, pour la simple raison qu'ils sont ajustés.

Les taux brut de mortalité des pays francophones d'Afrique centrale ne reflètent pas bien la réalité, car ils sont sous estimés surtout ceux des années 70 et 80 voire 90. Au delà de leur fiabilité incertaine, ces taux traduisent aussi la situation défavorable de l'Afrique subsaharienne en matière de mortalité par rapport à d'autres sous régions du Sud.

Au regard de leur évolution, ces taux ont baissé entre 1960 et 1980. Cependant, l'incertitude qui pèse sur la qualité des données empêche de mesurer l'ampleur de la baisse.

Rappelons que sur le plan méthodologique, mesurer la mortalité par le taux brut appelle quelques réserves. En effet, le taux brut de mortalité est une moyenne pondérée des taux de mortalité par âge. Il est tributaire du nombre de décès et de la structure par âge. Or, les populations que nous étudions sont jeunes. Aux âges jeunes, les décès sont moins nombreux qu'aux âges avancés, mais la proportion des jeunes est considérable. En conséquence, le taux brut de mortalité est tiré vers le bas.

Avant d'aborder d'autres aspects de l'estimation de la mortalité, nous allons utiliser notre troisième source de données : les EDS. C'est l'occasion de passer en revue certains indices que les sources traditionnelles ne nous donnent pas la possibilité d'estimer.

2 2 Les données des EDS

L'estimation directe par les EDS concerne la mortalité juvénile, la mortalité adulte et la mortalité maternelle.

2 2 1 La mortalité juvénile

L'indice utilisé pour étudier la mortalité juvénile est le quotient de mortalité juvénile, qui mesure la probabilité des personnes âgées de 1 an de décéder avant leur cinquième anniversaire. Le quotient de mortalité juvénile peut prendre une signification particulière lorsqu'il est confronté au quotient de mortalité infantile. En effet, la valeur de ce dernier est parfois inférieure à la valeur du premier dans les pays sous développés. Ce qui signifie qu'un nouveau-né a plus de chance de survivre au premier anniversaire qu'un enfant de un an au cinquième anniversaire. Franchir le cap du premier anniversaire tant redouté n'éloigne pas du danger avant d'atteindre 5 ans. En terme d'espérance de vie on observe généralement que l'espérance de vie à la naissance est plus faible que l'espérance de vie à 5 ans.

Selon les rapports des EDS des pays étudiés, les quotients de mortalité infantile et juvénile sont fiables. Les décès des enfants sont enregistrés rétrospectivement. Pour ce faire, on avait interrogé les femmes survivantes. Les orphelins de mère ne sont pas pris en compte. La validité est donc conditionnée par la vérification d'une hypothèse fondamentale : l'indépendance entre la mortalité des mères et la mortalité des enfants. De cette dernière hypothèse découle une autre : la mortalité des enfants dont la mère est décédée ne doit pas différer de la mortalité des enfants dont la mère est présente au moment de l'enquête. En l'absence de toute information sur ces deux types de mortalité on fait comme si les deux hypothèses étaient vérifiées. Malgré cet arrangement, les quotients de mortalité juvénile obtenus par les EDS n'échappent pas aux écueils ci-après :

- *le sous enregistrement des événements, en particulier l'omission d'enfants qui meurent très jeunes, quelques heures ou jours après la naissance ;*

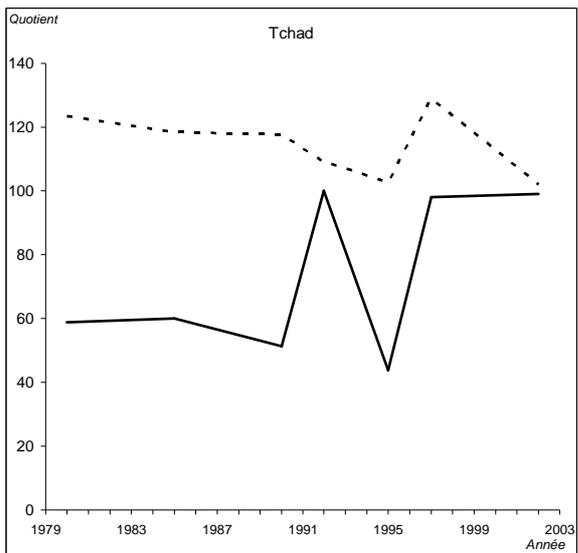
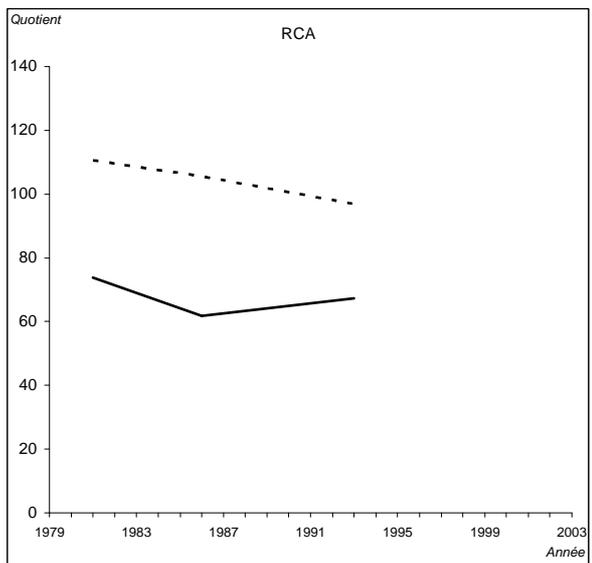
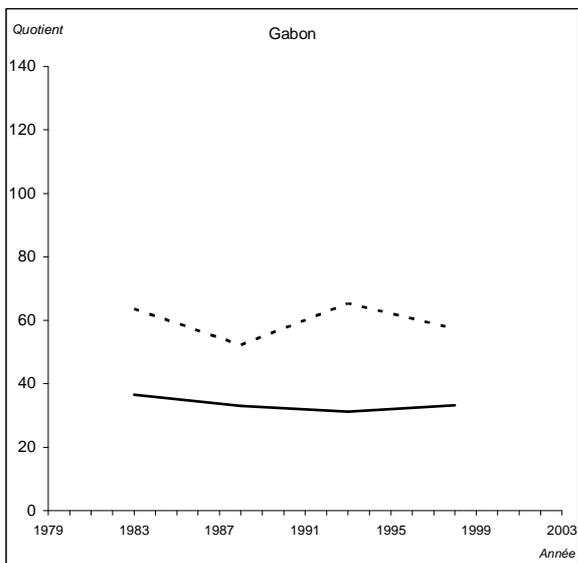
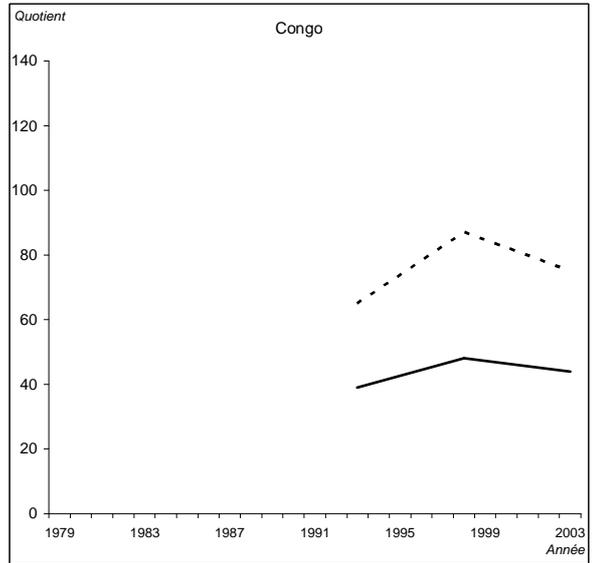
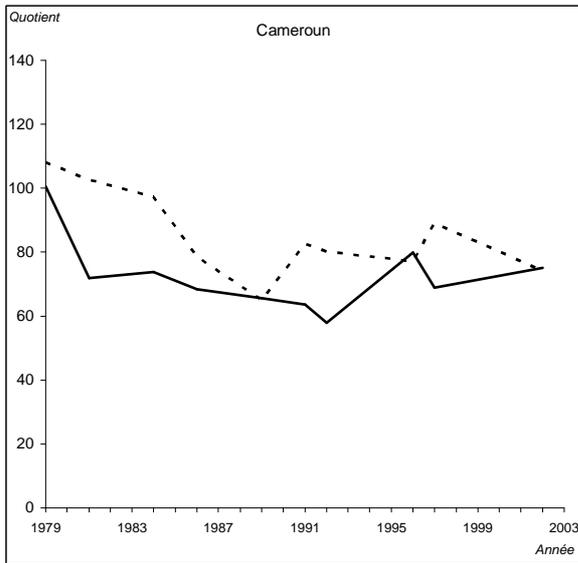
- *les déplacements différentiels des dates de naissance des enfants, selon qu'ils sont vivants ou décédés,*

- *l'imprécision des déclarations d'âge au décès, en particulier l'attraction des 12 mois comme âge au décès, en transformant une partie des décès de jeunes enfants (moins de 12 mois) en décès d'enfants plus âgés (12 à 59 mois) peut à la fois engendrer une sous estimation de la mortalité infantile et surestimation de la mortalité juvénile, sans pour autant modifier le niveau de la mortalité infanto-juvénile.*

*Toutefois les limites méthodologiques, inhérentes à l'historique des naissances, et les risques d'erreurs ou d'imprécision de collecte n'induisent généralement qu'une très faible marge d'erreur dans les mesures des événements récents...dans le cadre de ce rapport, on n'a donc procédé à aucun ajustement qui nécessiterait, au préalable, une évaluation détaillée de la qualité des données de l'historique des naissances...*¹⁰

Il est plus intéressant de comparer le quotient de mortalité juvénile et le quotient de mortalité infantile. Ainsi, ce dernier a-t-il été ajouté au graphique n° 2.3 pour aboutir au graphique n° 2.6, sans les quotients de mortalité néonatale et post néonatale.

¹⁰ RCA, 1994-1995, *Enquête Démographique et de Santé*, Bangui : Direction des statistiques démographiques et sociales ; Calverton : Macro International, 338 p.



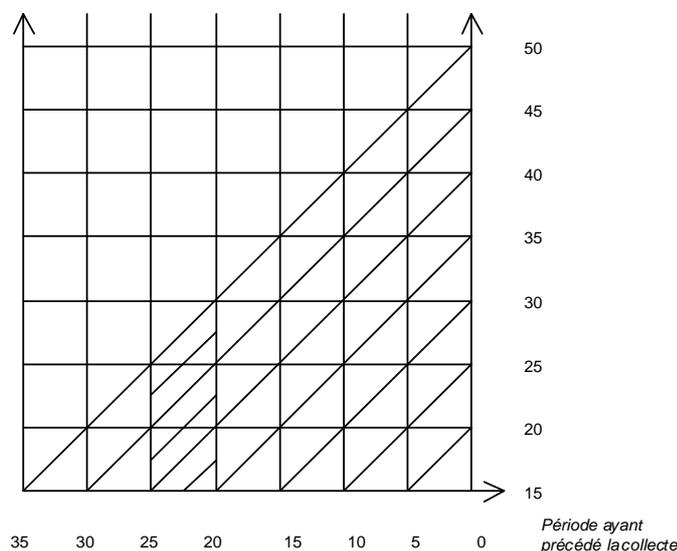
----- Mortalité infantile
 ————— Mortalité juvénile

Graphique n° 2.6 : Evolution comparée des quotients de mortalité juvénile et de mortalité infantile (1979-2003)

Quelque soit le pays, la mortalité juvénile est plus faible que la mortalité infantile. Pour le Congo et le Tchad, la tendance est à la hausse. Les cas du Cameroun, du Gabon et de

la RCA illustrent une évolution à la baisse d'abord, puis à la hausse depuis le milieu des années 90 pour les deux premiers pays, depuis le milieu des années 80 pour le dernier pays. L'écart entre les deux quotients tend à se réduire, alors qu'il est relativement faible pour le Gabon. Le Congo, le Tchad et la RCA enregistrent les écarts les plus importants. En terme de niveaux, la RCA et le Tchad ont les niveaux plus élevés suivis du Cameroun et du Congo. Le Gabon est le pays ayant le niveau le plus faible de tous.

En guise de conclusion à ce sous paragraphe, on peut s'interroger sur l'observation de la mortalité infanto-juvénile. Cette dernière est basée sur la mortalité des enfants d'un groupe de femmes de 15 à 49 ans et survenue dans les 20 ou 25 dernières années ayant précédé l'enquête. Il s'agit d'une approche transversale mais qui fixe une contrainte aux générations des femmes de 45-49 ans survivantes au moment de l'enquête. 20-24 ans avant l'enquête, l'échantillon ne comprend que trois groupes de générations. De nouvelles générations s'ajoutent à l'échantillon au fur et à mesure que l'on se rapproche de la date de l'enquête (cf. graphique n° 2.7).



Graphique n°2.7 : Diagramme de Lexis des femmes de 15-49 ans observées lors des EDS.

Si la mortalité infantile est corrélée négativement avec l'âge de la mère, c'est à dire que la mortalité infantile diminue lorsque l'âge de la mère augmente, sous l'effet de l'expérience notamment en matière de soins apportés à l'enfant, on ne s'étonnera pas de voir la mortalité baisser avec le temps.

D'autre part, 5 ou 10 ans avant l'enquête, tous les groupes d'âge des femmes en âge de procréer sont présents ou presque dans l'échantillon. Comme la mortalité des enfants diminue avec l'âge de la mère, et qu'en même temps la mortalité des mères n'est pas négligeable, certains enfants (orphelins de mère) ne sont pas pris en compte. On peut conclure que la mortalité des enfants serait sous estimée.

Il y aurait comme une conjugaison de deux facteurs : l'entrée de jeunes mères dans l'échantillon qui enregistreraient plus de décès d'enfants et l'impossibilité d'observer les mères qui meurent aux âges se situant vers la fin de la vie féconde, qui empêche du même coup d'observer la mortalité de certains enfants. A cela, il faut ajouter le fait que la mortalité maternelle serait peut être élevée aux âges jeunes.

La démarche des EDS sur l'estimation de la mortalité infantile et juvénile est handicapée par l'auto perturbation de la mortalité. Le mécanisme est le suivant. La mortalité des femmes en âge de procréer peut perturber la mortalité des enfants. La perturbation dont il s'agit n'est pas classique, en ce sens qu'elle n'empêche pas d'observer la mortalité des enfants. Elle soustrait des enfants à l'observation par l'impossibilité d'interroger les mères de ces enfants.

La démarche qui serait la mieux indiquée pour estimer la mortalité des enfants est celle basée sur une observation rétrospective dans les générations des mères. On suivrait individuellement chaque génération en limitant les interférences provoquées par l'imbrication de plusieurs générations à des moments différents de leurs histoires.

2 2 2 *La mortalité adulte*

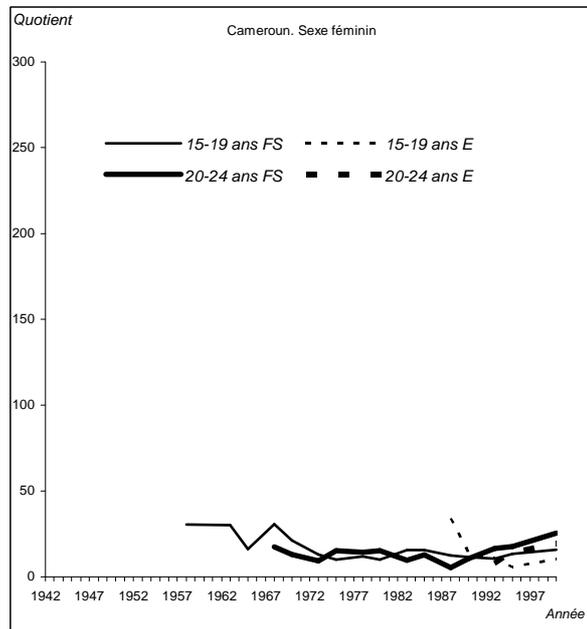
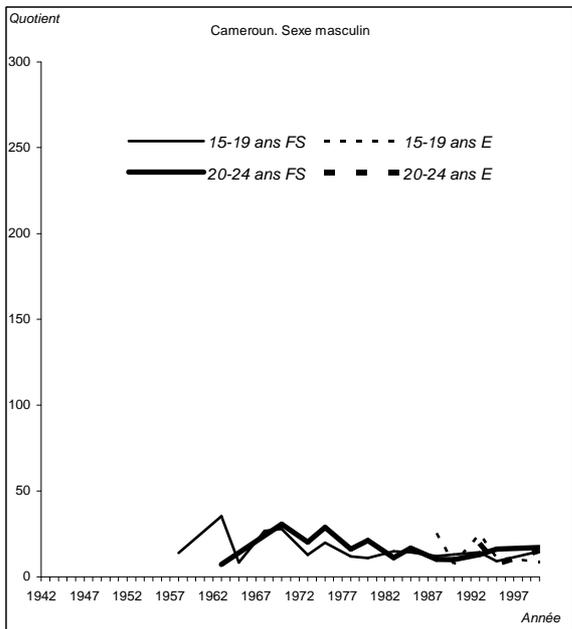
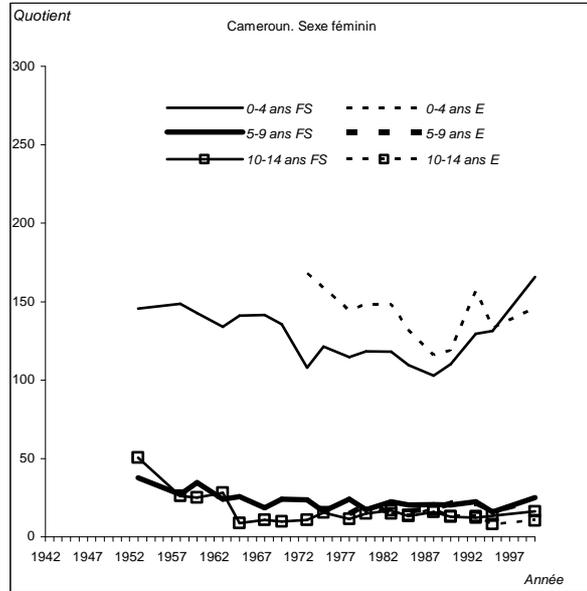
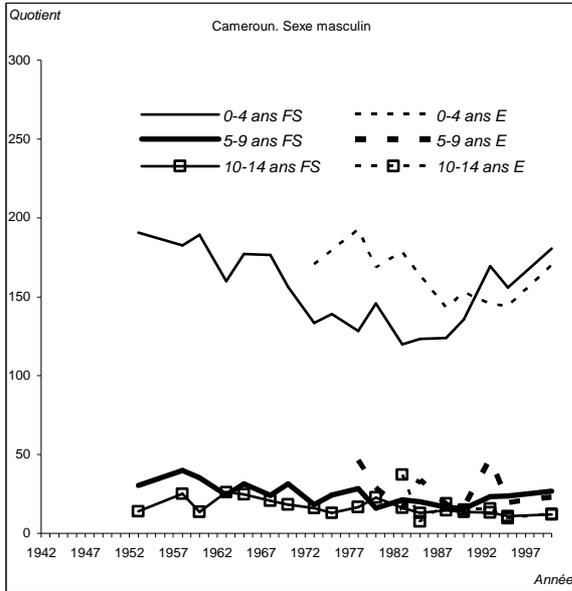
Les renseignements sur la survie des frères et sœurs des enquêtées permettent l'estimation de la mortalité de l'enfance aux âges adultes. C'est surtout la mortalité adulte qui nous intéresse. De même, les décès des enfants des femmes enquêtées constituent une matière d'étude de la mortalité adulte. La population observée est limitée aux âges de la procréation, contrainte imposée par la population de l'échantillon, mais elle n'entre pas dans l'estimation des indices de mortalité. C'est plutôt leurs déclarations sur les décès des frères et sœurs ou des enfants qui fournissent les éléments des indices de mortalité. Comme la mortalité peut être estimée par deux sources d'information, la comparaison des résultats est donc un moyen de juger de l'équivalence des deux sources, notamment la qualité des données.

Les données des EDS sont extraites des bases¹¹ mises à disposition, gratuitement par l'organisme organisateur, sur demande simple. Tous les décès des enfants déclarés par les enquêtées des différents ménages ont été simplement cumulés, sans risque de double compte. L'extraction des décès des frères et sœurs a été faite différemment des décès des enfants. Les relations avec le chef de ménage ont été prises en compte afin d'éviter les doublons. Nous avons procédé en distribuant les ménages selon le sexe du chef de ménage. Ainsi donc, dans chaque ménage la relation entre les membres et le chef permet de ne considérer que les déclarations d'une personne, si nous sommes en présence d'une fratrie avec plusieurs sœurs. A noter que les âges sont au 1^{er} janvier de l'année de collecte ou de décès. En se servant d'un lexis, on calcule aisément les indices aussi bien en transversal qu'en longitudinal. L'approche longitudinale fera l'objet du paragraphe suivant.

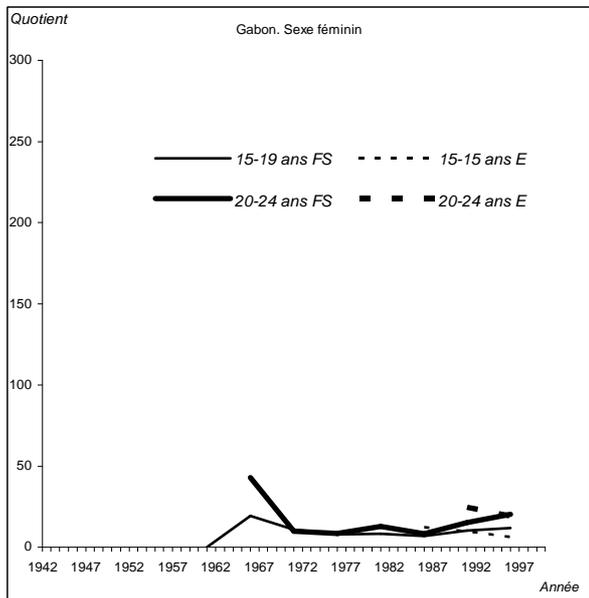
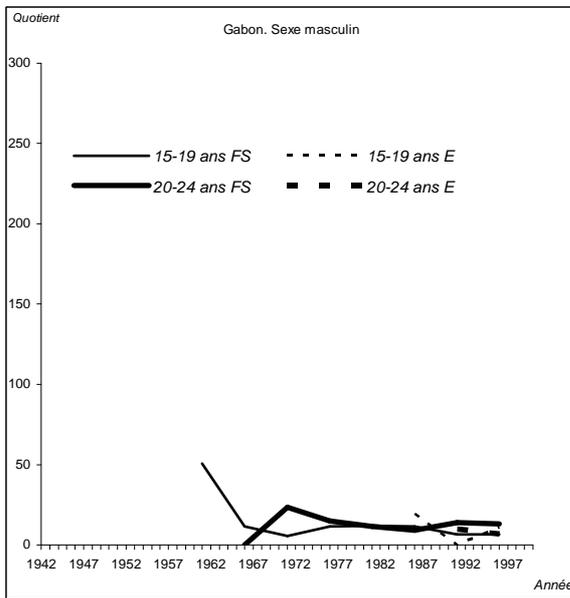
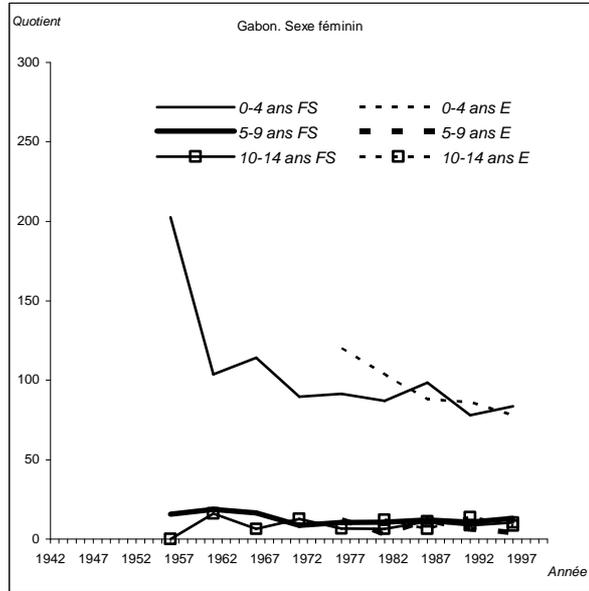
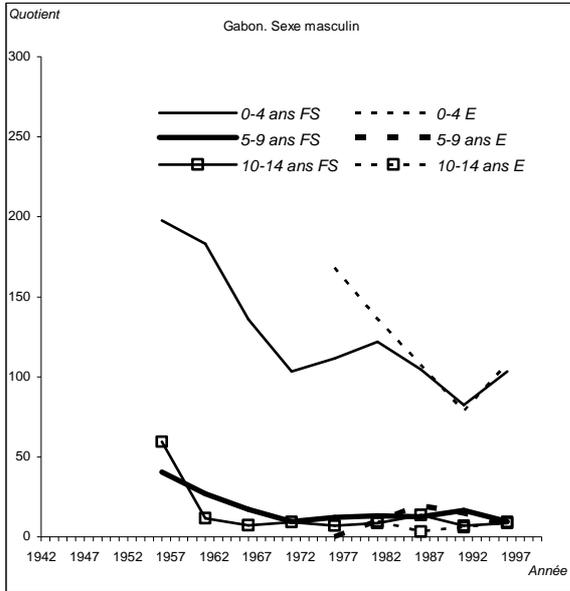
Trois pays¹², le Cameroun, le Gabon et le Tchad, offrent la possibilité de comparaison. Nous avons comparé aux graphiques n° 2.8 a et b (respectivement Cameroun et Gabon) et n° 2.9 (Tchad) l'évolution des quotients de mortalité 5q0, 5q5, 5q10, 5q15 et 5q20 entre 1942 et 2000 estimés par les décès des frères et sœurs et les enfants des enquêtées. L'origine des décès ne semble pas influencer les résultats obtenus pour le Cameroun et le Gabon. Concernant le Tchad, le niveau de mortalité n'est pas le même selon qu'on utilise les décès des frères et des sœurs ou des enfants.

¹¹ Elles sont téléchargeables sur leur site web www.measuredhs.com.

¹² Nous n'avons pas considéré les données de la RCA jugées mauvaises. Les données de l'EDS 2005 du Congo encore provisoires n'ont pas été exploitées.



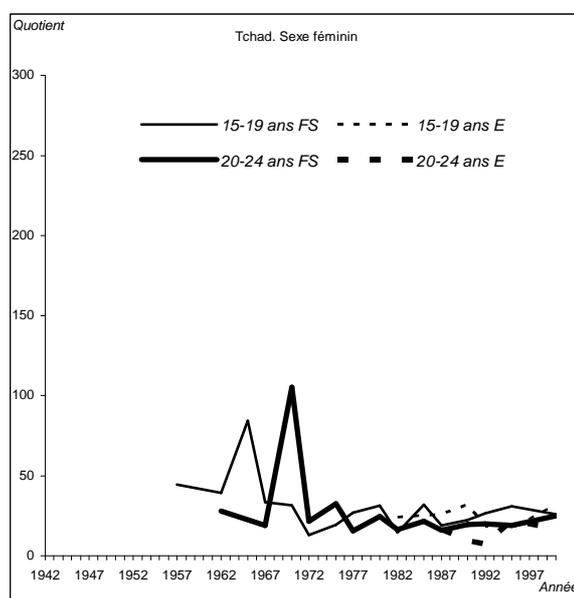
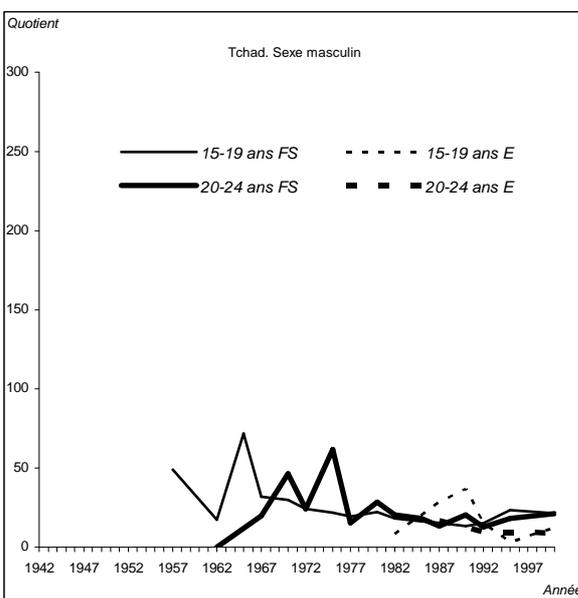
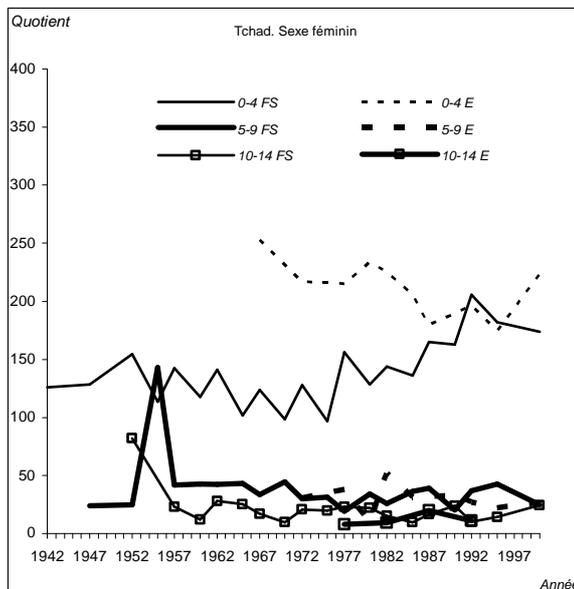
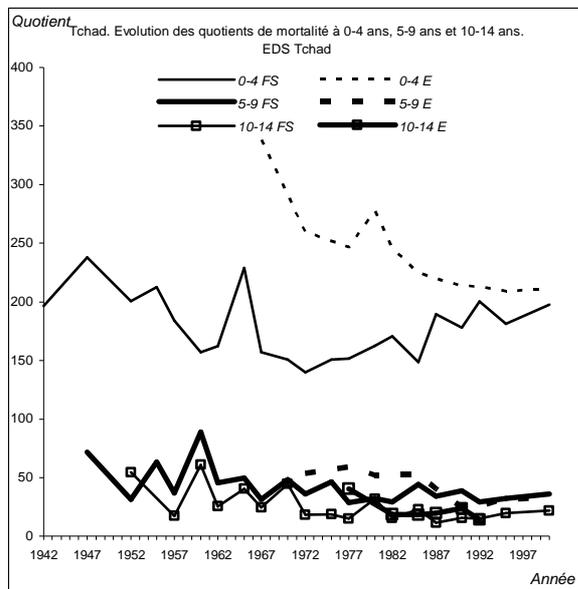
Graphique n° 2.8 a : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Cameroun.



Graphique n° 2.8 b : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Gabon.

La concordance des sources de décès paraît plus nette après 5 ans. Les écarts sont assez grands pour le quotient à 0-4 ans du Cameroun, même si la tendance de l'évolution est la même quelque soient les décès utilisés.

La différence des sources ne fait pas de doute pour le Tchad, au point que les tendances semblent divergentes.



Graphique n° 2.9 : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Tchad.

S'agissant des tendances, la mortalité du Cameroun et du Tchad augmente, alors que celle du Gabon évolue à la baisse. Après avoir connu une phase de baisse jusqu'aux années 80, la mortalité camerounaise est entrée dans une phase de hausse au début des années 90. Au Tchad l'augmentation de la mortalité remonte au début des années 70.

Les résultats du Tchad concernant l'évolution du quotient 5q0 sont légèrement en contradiction avec ceux concernant l'évolution de la mortalité infantile et juvénile, dans le cas des décès des frères et sœurs. L'utilisation des décès des enfants débouche sur des résultats en accord avec ceux sur la mortalité infantile et juvénile.

Après avoir passé en revue l'estimation de la mortalité selon des regroupements relatifs à l'enfance et aux âges adultes, nous allons poursuivre l'analyse par la construction des tables de mortalité.

Paragraphe 3 Tentative d'une estimation plus complète par l'association de la mortalité infantile et de la mortalité adulte

Nous allons tenter d'élaborer une table complète de mortalité avec les résultats obtenus dans les deux paragraphes précédents. Les données des EDS sur les décès des enfants ou des frères et sœurs permettent la construction de tables de mortalité partielles jusqu'à 60 ans environ. Sans les limitations liées à la qualité des données, les sources traditionnelles offriraient une perspective plus intéressante dans l'élaboration de tables plus complètes. Nous allons commencer par examiner les données des sources traditionnelles par la transformation des taux en quotients. Nous terminerons ce paragraphe par la construction des tables de mortalité par les données des EDS.

3 1 La transformation des taux, obtenus par les recensements et les enquêtes classiques, en quotients

Le passage des taux aux quotients est justifié par la proximité entre taux de première catégorie et quotients. Le taux de mortalité par âge est un taux de première catégorie, car la population prise en compte est la population qui échappe à l'événement étudié. La formule suivante permet de faire la transformation.

$${}_n q_x = \frac{2 \cdot {}_n m_x}{2 + {}_n m_x} \quad (13)^{13}$$

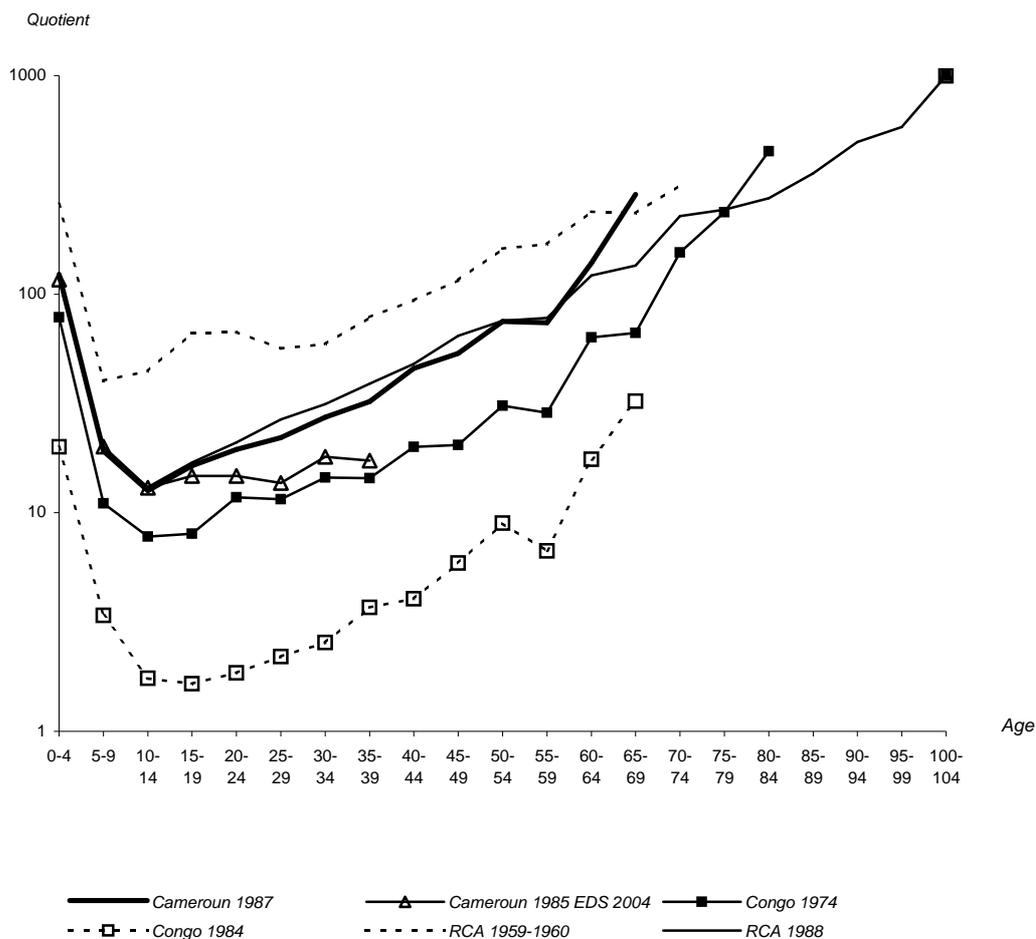
Où n est l'amplitude du groupe d'âges, si l'âge est annuel n est égal à 1, et x représente l'âge ou le groupe d'âges ; ${}_n m_x$ est le taux de mortalité par âge.

La principale hypothèse qui justifie cette transformation est celle de la stationnarité de la population. Cette hypothèse est loin d'être valide, mais nous construisons les tables de mortalité en supposant que toutes les générations observées ont le même profil de mortalité.

Les tables de mortalité obtenues par la formule (13) figurent en annexe (Cf. annexes deuxième partie A II – 1). Elles s'appuient sur les taux obtenus au paragraphe 2 de cette section. Nous avons représenté sur deux graphiques (2.10 et 2.11) les quotients de mortalité des recensements (Cameroun 1987, Congo 1974 et 1984, RCA 1988) et ceux des enquêtes par sondage (Gabon 1960-1961, RCA 1959-1960 et Tchad 1964). Les groupes d'âges des quotients issus des données d'enquêtes ont une amplitude de 10 ans.

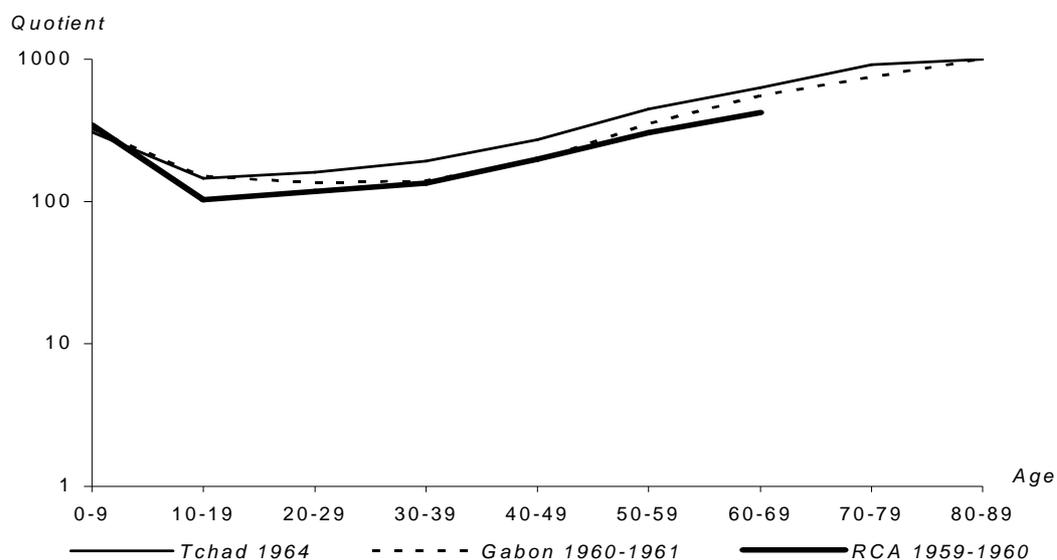
¹³ On pourra trouver quelques détails dans la formulation de l'expression (13) dans Pressat R., 1995, Eléments de démographie mathématique, Paris : AIDELF, pp. 26-29.

Quotients de mortalité selon le pays et la période



Graphique n° 2.10 : Quotients de mortalité, tous sexes confondus, selon le pays et la période.

Grâce aux données de l'EDS 2004 du Cameroun, nous avons ajouté les quotients de mortalité de la période 1985 assez proche de l'année du recensement de 1987. Si nous supposons que les données des EDS sont plus fiables, l'égalité des quotients de mortalité de 0-4 ans à 15-19 ans est peut être un signe de la crédibilité des données du recensement camerounais de 1987 concernant la mortalité. Pendant la décennie 80, la mortalité du Cameroun est à peu de chose près la même que celle de la RCA (1988) entre 0-4 ans et 60-64 ans. La mortalité du Congo (1984) à la même époque est à n'en point douter anormalement basse. La mortalité de la décennie précédente était déjà basse et inférieure à celle des deux autres pays dans les années 80. Nous allons comparer les différents pays par leurs espérances de vie à la naissance. A noter que la mortalité des années 60 est très élevée, comme en témoigne la courbe de la mortalité centrafricaine observée en 1959-1960. Nous avons reporté cette courbe au graphique n° 2.11, mais avec des quotients modifiés par l'amplitude des groupes d'âges.



Graphique n° 2.11 : Quotients de mortalité pour trois pays ayant organisé une enquête par sondage. Gabon (1960-1961), RCA (1959-1960) et Tchad (1964).

La mortalité des trois pays est très proche et se situe à un niveau relativement élevé comparativement à la mortalité des décennies suivantes.

Les espérances de vie à la naissance du tableau n° 2.7 indiquent que leur niveau n'atteint pas 40 ans dans les années 60, attestant d'une mortalité très défavorable. Pour les décennies suivantes, les espérances de vie à la naissance du Congo en 1974 et 1984 sont largement au dessus de la réalité, ainsi que celle de la RCA (1988). Le niveau de l'espérance de vie à la naissance du Cameroun (1987) qui se situe à 53 ans environ semble plus en accord avec la réalité.

Les données d'enquête sont en général de meilleure qualité que celles du recensement concernant la mortalité, à l'exception du recensement Camerounais de 1987.

Tableau n°2.7 : Espérances de vie à la naissance sexes réunis selon le pays et la date de collecte

Décennie Pays	1960	1970	1980
Cameroun (1987)			53
Congo (1974 et 1984)		67	69
Gabon (1960-1961)	35		
RCA (1959-1960 et 1988)	36		57
Tchad (1964)	32		
<i>Sources :</i> Cameroun : RGPH 1987 ; Congo : RGPH 1974 et 1984 ; Gabon : Enquête et recensement 1960-1961 ; RCA : Enquête par sondage 1959-1960 et RGPH 1988 ; Tchad : Enquête par sondage 1964.			

La comparaison des données du tableau n° 2.7 avec les données de la Division de la population du Département des affaires économiques et sociales des Nations Unies publiées dans le « World Population Prospects : the 2006 Revision » (tableau n° 2.8) confirme notre conclusion sur les forces ou les faiblesses du recensement et de l'enquête.

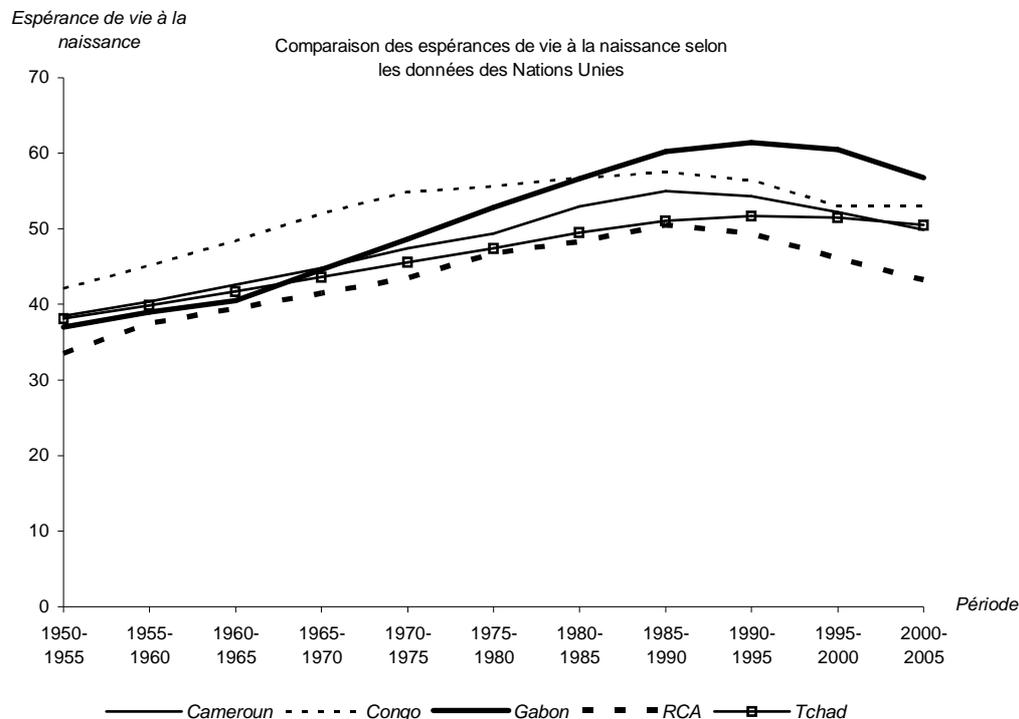
Tableau n°2.8 : Espérances de vie à la naissance selon le pays et la période.

Périodes	Pays				
	Cameroun	Congo	Gabon	RCA	Tchad
1950-1955	38,5	42,1	37	33,5	38,1
1955-1960	40,4	45,1	39	37,5	39,9
1960-1965	42,6	48,4	40,5	39,5	41,7
1965-1970	44,8	52	44,6	41,5	43,6
1970-1975	47,4	54,9	48,7	43,5	45,6
1975-1980	49,4	55,6	52,8	46,8	47,4
1980-1985	53	56,7	56,6	48,3	49,5
1985-1990	55	57,5	60,2	50,5	51,1
1990-1995	54,3	56,4	61,4	49,4	51,7
1995-2000	52,2	53	60,5	46,1	51,5
2000-2005	49,9	53	56,8	43,3	50,5

Source :
World Population Prospects : the 2006 Revision .

Les chiffres de la période 1955-1960 des Nations Unies sont certes supérieurs à ceux du tableau n° 2.7, mais cette supériorité n'est pas de nature à remettre fondamentalement en cause les données des enquêtes des années 60. L'écart entre ces chiffres doit être relativisé du fait des corrections dont font l'objet les statistiques des Nations Unies. Pour ce qui est des périodes concernant les recensements (Congo 1974 et 1984, RCA 1988), les espérances de vie à la naissance observées (cf. tableau n° 2.7) sont surestimées.

Les données du tableau n° 2.8, font l'objet du graphique n° 2.12 qui permet de classer les pays étudiés en fonction de l'évolution de l'espérance de vie à la naissance.

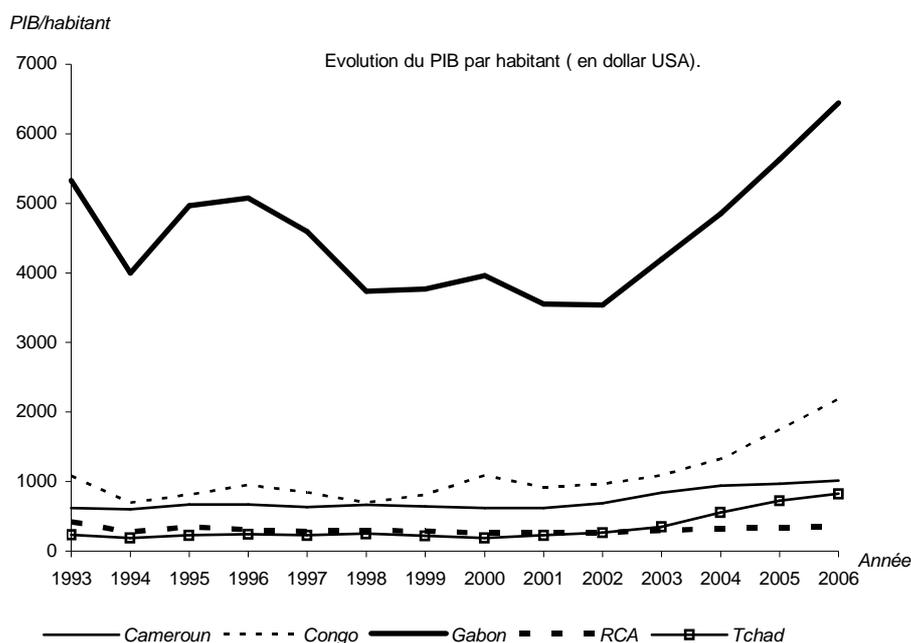


Graphique n° 2.12 : Evolution de l'espérance de vie à la naissance selon la période et le pays, d'après les statistiques des Nations Unies.

Des années 50 au début des années 80, le Congo était le pays ayant l'espérance de vie à la naissance la plus élevée, alors que la RCA se situait à l'autre extrémité avec la plus faible

espérance de vie à la naissance. Entre les deux, le Gabon a pris le dessus sur le Cameroun et le Tchad à la fin des années 60. A partir des années 80 le Gabon est passé au dessus, alors que les évolutions du Congo, du Cameroun et du Tchad convergent. Dans le même temps, la RCA occupe toujours la dernière position. Pis, l'écart avec ces trois derniers pays se creuse. A noter qu'au début des années 2000, la tendance était à la baisse pour l'ensemble des pays. Ces pays forment trois groupes : celui du pays « performant » le Gabon, le deuxième est le groupe des pays « intermédiaires » (Congo, Cameroun et Tchad), le dernier groupe ne comprend que la RCA. La position de chaque pays trouve son origine dans la situation sociale et économique. Le sous-sol du Gabon regorge du pétrole qui fait de ce pays un pays à revenu intermédiaire (classement du Fonds Monétaire International), et de ce fait le plus riche de tous les pays considérés ici.

Le graphique n° 2.13 nous donne un aperçu de l'évolution de la situation économique de chaque pays par le produit intérieur brut (PIB) par tête.



Graphique n° 2.13 : Evolution du PIB par habitant

En laissant de côté dans un premier temps toute considération sur l'évolution du PIB par tête, on constate que le Gabon possède le PIB par habitant le plus élevé, suivi de loin et dans l'ordre par le Congo, le Cameroun, le Tchad et la RCA. Le classement des pays selon le niveau de l'espérance de vie à la naissance suit celui du PIB par habitant.

Si l'on regarde l'évolution du PIB par habitant dans la décennie 2000, il y a une divergence avec l'évolution de l'espérance de vie à la naissance. Malgré l'augmentation du PIB par habitant, l'espérance de vie à la naissance évolue à la baisse.

Nous venons de voir que les données d'enquête approchaient mieux la mortalité que les données de recensement. Nous allons à présent utiliser les données des EDS pour construire les tables de mortalité.

3 2 Les quotients de mortalité obtenus par les EDS

Nous en avons déjà eu un aperçu au sous paragraphe précédent lorsque nous avons comparé les données du recensement camerounais de 1987 et celles de l'EDS 2004 sur la

période décennale centrée sur 1985 (voir graphique n° 2.10). Il nous reste à présenter plus en détail les quotients de mortalité obtenus afin d'en tirer tous les enseignements sur la qualité des données des EDS sur la mortalité.

Nous avons voulu savoir comment évolue la mortalité dans les générations. Il serait plus aisé de comparer les espérances de vie à la naissance des générations observées pour chaque pays, mais nous ne pouvons pas le faire. En effet, les tables de mortalité estimées grâce aux données sur les décès des frères et sœurs ne sont que partielles. La distribution par âge des décès observés à chaque EDS, pour le groupe de générations le plus ancien, se limite à 60 ans. De plus, pour ce groupe de générations, les quotients de mortalité ne présentent pas toutes les garanties de fiabilité du fait de la faiblesse des effectifs en présence.

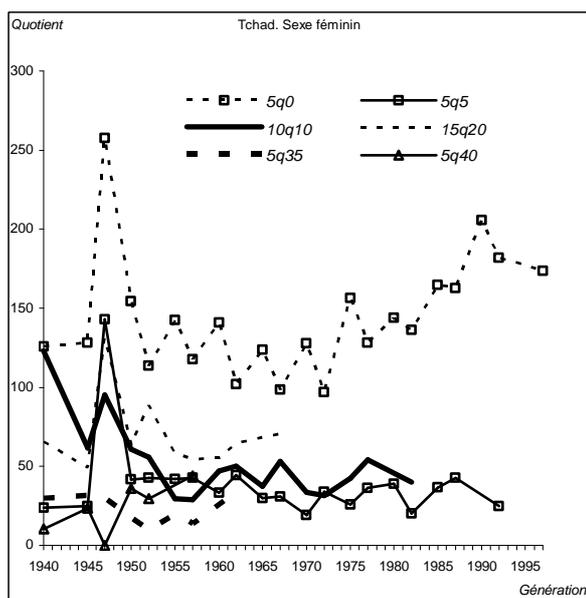
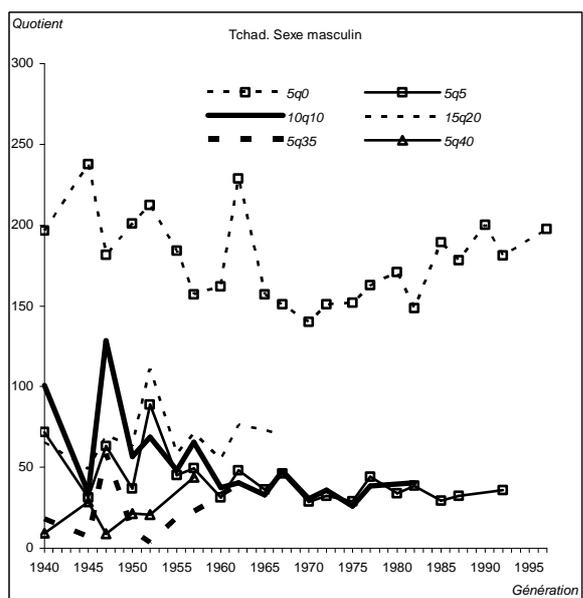
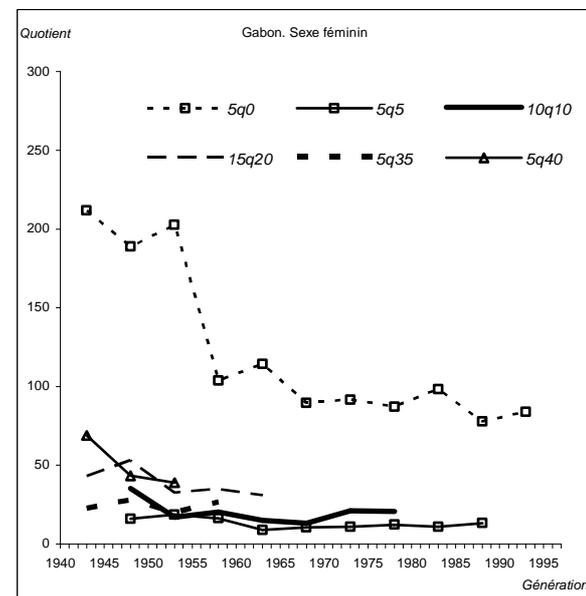
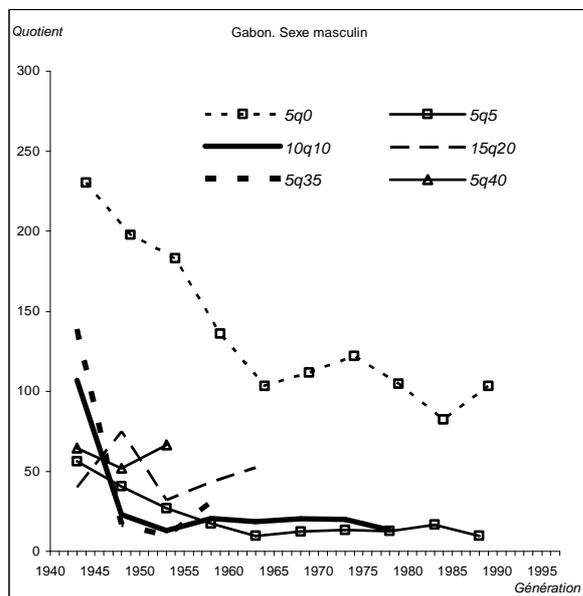
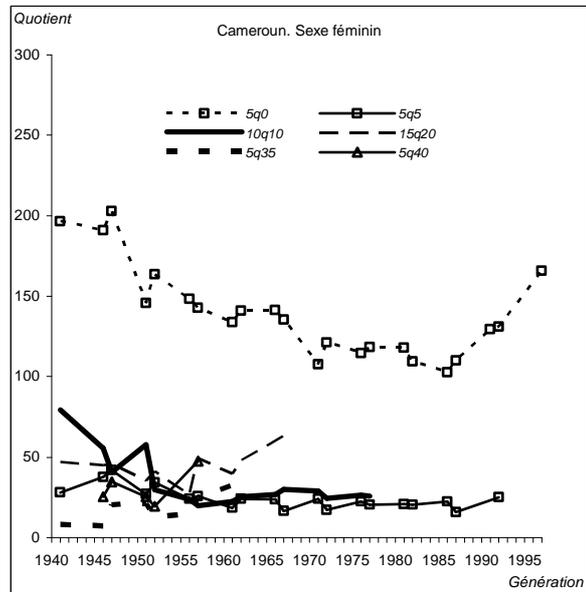
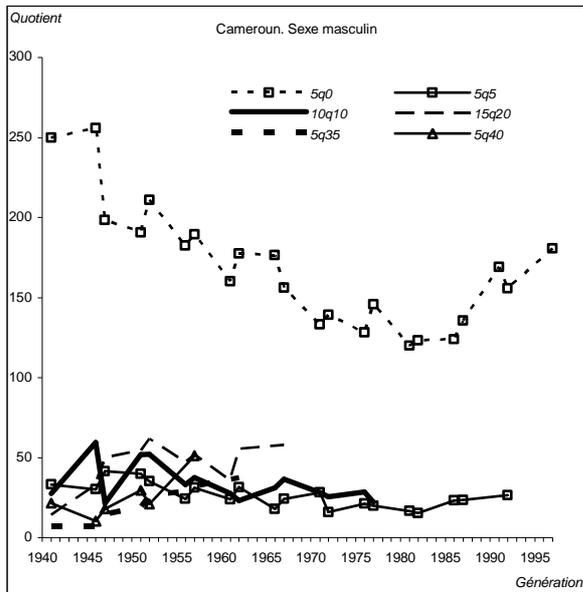
Les quotients de mortalité entre 10 ans et 35 ans ont été regroupés en deux, le quotient 10q10 et 15q20 afin de faciliter la lecture des tendances de la mortalité. Les résultats des trois pays (Cameroun, Gabon et Tchad) figurent au graphique n° 2.14. A noter que les groupes de générations sont représentés par la génération centrale.

Quelque soit l'âge ou le groupe d'âges et le sexe, la mortalité des générations gabonaises diminuent des anciennes aux nouvelles générations. Cependant, il semble se produire une légère remontée du quotient 10q10 pour les générations 1970-1975. Les jeunes générations gabonaises ont une mortalité plus favorable que les anciennes.

Le Cameroun et le Tchad ne connaissent pas la même évolution que le Gabon. S'agissant du Cameroun, tous les quotients en présence sont en augmentation à partir des générations 1985. Les générations plus anciennes ont bénéficié d'un effet de génération positif de la naissance à 35 ans. Au-delà de cet âge l'effet génération devient négatif, car la mortalité augmente dans les générations plus jeunes. C'est quasiment la même chose que l'on observe dans le cas du Tchad. Pour les quotients avant 5 ans et après 20 ans, et ce quelque soit le sexe, la mortalité a baissé des générations 1940 jusqu'aux générations 1970. Les générations nées après ont vu leur mortalité augmenter. Pour les quotients aux âges plus élevés on est plutôt en présence d'une augmentation tendancielle de la mortalité. Les quotients concernant les jeunes (5q5 et 10q10) ont connu une baisse jusqu'aux générations 1960. Pour les plus jeunes, ces quotients ont une évolution stable en dépit des fluctuations. Les Tchadiens ou les Camerounais nés après les années 90 risquent fort d'avoir une espérance de vie à la naissance égale ou plus faible que celles des générations 1960.

Si nous nous arrêtons sur l'évolution de 5q0 (quotient de mortalité infanto-juvénile), nous remarquons que la phase d'augmentation de cet indicateur pour le Cameroun et le Tchad coïncide avec la mise en œuvre des programmes d'ajustements structurels (PAS) dans les pays sous développés sous l'égide du FMI et de la Banque mondiale. Ces programmes destinés à assainir les finances des pays les ayant adoptés, avaient porté essentiellement sur les aspects macroéconomiques, tout en délaissant les secteurs de l'éducation et de la santé. Le maintien d'une part insignifiante de ces deux secteurs, voire la réduction de cette part, dans les dépenses publiques a eu les conséquences que nous décrivons. Ces conséquences se traduisent pour un pays pétrolier comme le Gabon par la stabilité de la courbe du quotient 5q0 à partir des années 80.

L'approche longitudinale est rendue possible par le double classement des événements selon l'âge à leur survenue et la date d'occurrence. C'est un avantage indéniable des EDS sur les sources traditionnelles. Cependant, les données des EDS ne sont pas sans reproches. Elles pâtissent des objectifs originels centrés sur la population féminine en âge de procréer.



Graphique n° 2.14. Evolution de la mortalité dans les générations.

L'utilisation des décès des frères et sœurs ou des enfants déclarés par les enquêtées laisse supposer que ces dernières sont représentatives de toutes les femmes de l'espace considéré. Or les déclarations des femmes en dessous de 15 ans ou au dessus de 50 ans, donc n'entrant pas dans l'échantillon, ne sont pas prises en compte. De même, les décès des enfants ne concernent que ceux des femmes de l'échantillon. Si on peut admettre qu'en deçà de 15 ans la proportion ayant des enfants est faible, il l'est plus difficile pour les femmes de plus de 50 ans. La troncature imposée par l'échantillonnage empêche d'observer les décès aux grands âges, rendant impossible le calcul de l'espérance de vie.

Vue d'ensemble et sous-conclusion

L'estimation directe de la mortalité, sans déboucher sur des indices permettant une approche complète, n'en a pas moins connu des progrès. Malgré le déséquilibre des sources, notamment des sources traditionnelles plus limitées que les EDS, il est possible de faire une lecture de l'évolution de la mortalité. De l'impossibilité de faire une analyse longitudinale par les données de recensement et les données d'enquêtes, les EDS, grâce aux décès des frères et sœurs et des enfants, permettent d'amorcer une véritable analyse de la mortalité dans les générations. La mortalité des enfants, par les quotients $1q_0$, $4q_1$ et $5q_0$ y compris les composantes de la mortalité infantile, est de mieux en mieux connue. La mortalité des adultes n'est pas encore bien connue et ce fait empêche de répondre convenablement aux problématiques de l'analyse démographique. L'impossibilité d'estimer une table de mortalité complète en est l'illustration. En estimation directe, les décès des douze derniers mois avant la collecte nous en donnent la possibilité par la transformation des taux en quotients, mais les résultats sont mitigés, du fait de la difficulté d'observer ces décès. Les événements des douze derniers mois avant la collecte ont encore leur utilité en analyse démographique des pays à statistiques imparfaites. C'est même le seul moyen qui nous a permis de calculer l'espérance de vie à la naissance jusque là.

Les résultats obtenus révèlent que des pays comme le Cameroun et le Tchad connaissent une phase d'augmentation de la mortalité depuis le début des années 1990 pour l'un et le début des années 1980 pour l'autre. Le Gabon est le seul pays dont la mortalité baisse. Au niveau des générations, les Tchadiens nés entre 1940 et les années 1960 ont bénéficié d'une mortalité favorable, alors qu'à partir des générations 1970 la mortalité ne fait qu'augmenter. Au Cameroun, la mortalité des générations se dégrade dans les générations nées à partir de 1985. Les générations gabonaises vivent, en revanche, une mortalité en constante amélioration. Il est difficile de se prononcer sur les deux pays restant, le Congo et la RCA, car leurs données sont encore très limitées. Le Congo paraît défavorisé en terme d'évolution de la mortalité infantile au regard des résultats de l'EDS 2005, malgré un niveau inférieur à celui de la RCA. Mais la mortalité infantile de cette dernière semblait s'orienter vers la baisse. En terme d'espérance de vie, le Congo semble en meilleure position que la RCA.

L'estimation directe a connu des progrès indéniables grâce aux EDS, sans que l'estimation indirecte perde pour autant toute utilité. Le contexte de statistiques imparfaites commande de considérer toutes sortes d'approches afin de coller au plus près des principes d'analyse démographique sur le double plan de la démarche et des résultats.

La mortalité peut être étudiée de façon indirecte par les informations contenues dans les sources traditionnelles, notamment la survie des enfants et la mortalité des parents. L'irruption des EDS dans le paysage de l'observation des faits démographiques ne doit pas faire renoncer à l'utilisation de ces informations, car les indicateurs obtenus permettent de faire des confrontations utiles, pour juger de la qualité des données, et par conséquent conduisant à l'amélioration de la collecte.

Chapitre 2 L'estimation indirecte de la mortalité avec un double objectif : juger de la qualité des données et faire face aux lacunes des événements des sources traditionnelles

Nous disposons de deux types d'informations : la survie des enfants déclarés par les femmes et la survie des parents. Ces informations sont également disponibles, et plus complètes, concernant les EDS. Ces dernières renseignent sur les deux modalités de la variable temps, les dates et les âges, des événements et des populations. Ce qui n'est pas le cas des données de recensement ou d'enquête qui sont muettes sur les dates d'occurrence des événements. Au lieu de se limiter à l'exploitation des EDS qui offre de toute évidence suffisamment de la matière pour l'estimation directe, il est intéressant d'utiliser au maximum les données disponibles, afin de renforcer les capacités des autres sources à offrir des alternatives en analyse démographique. Les différentes sources ne sont pas exclusives mais complémentaires.

La deuxième raison qui nous incite à faire l'estimation indirecte est la possibilité d'utiliser des tables types de mortalité. En effet, ces dernières représentent un instrument intéressant pour l'analyse de la mortalité en ce sens qu'elles permettent la construction des tables de mortalité lorsque les données de base ne le permettent pas.

Nous allons donc estimer la mortalité des enfants et la mortalité des adultes dans un premier temps. Puis nous verrons comment les associer pour aboutir à une estimation globale, donc à une table complète. Nous allons, par la même occasion, confronter les résultats obtenus par les deux modes d'estimation (directe et indirecte).

Section 1 L'estimation indirecte de la mortalité passe obligatoirement par les tables types de mortalité

Il est indispensable de présenter un aperçu des tables types de mortalité largement utilisées par les méthodes de substitution de l'estimation de la mortalité. Dans la suite nous aborderons l'estimation indirecte par les deux types d'informations qui viennent d'être mentionnés.

Paragraphe 1 Présentation des tables types de mortalité

Les premières tables types avaient été élaborées en 1955 par les Nations Unies¹⁴. Confrontés à l'absence des tables de mortalité dans certains pays du Tiers-Monde pour faire les projections de population, les experts des Nations Unies¹⁵ avaient réfléchi sur les possibilités d'estimer la mortalité de ces pays à base des observations sur la mortalité d'autres pays. L'idée de base est qu'une table de mortalité est le reflet de l'état sanitaire d'un pays. Partant de ce principe, on peut attribuer au pays dépourvu de statistiques la mortalité du premier pays s'ils ont le même état sanitaire.

D'autres séries de tables types ont vu le jour par la suite. Chaque nouvelle série de tables types était justifiée par le souci de remédier aux insuffisances de la précédente. C'est ainsi que Gabriel et Ronen avaient emboîté le pas aux Nations Unies. A l'instar de certains statisticiens, ces deux derniers auteurs reprochaient aux tables des Nations Unies une

¹⁴ Nations Unies, 1956, Schémas de variation de la mortalité selon le sexe et l'âge pour les pays sous développés. Tables types pour les pays sous développés, New York : Direction des affaires sociales, service population 40 p.

¹⁵ Les travaux sur les tables types des Nations Unies sont l'œuvre de Vasilio Valaoras.

régression basée sur le changement de la variable indépendante pour estimer successivement chaque quotient de mortalité constitutif d'une table. En procédant de la sorte les erreurs se répercutent sur chaque nouveau quotient estimé. Ils ont repris les régressions avec le quotient de mortalité infantile comme unique variable indépendante.

En 1966, Coale et Demeny¹⁶ publient leur série de tables types en s'inspirant des travaux des prédécesseurs. Ils introduisent une nouveauté : des tables types à double entrée. Les deux entrées sont le profil régional et l'espérance de vie à 10 ans.

Trois ans plus tard, Ledermann¹⁷ publie en 1969 les « nouvelles tables types de mortalité ». Il élabore une série mixte de tables types, des tables à entrée unique et d'autres à double entrée. Il n'apporte rien de nouveau sur le plan méthodologique.

L'Office de coopération et de développement économique (OCDE)¹⁸ n'est pas en reste, car il publie « les tables types à l'usage des pays en voie de développement ». La méthode utilisée par l'OCDE ou plutôt par les spécialistes commis pour ces travaux s'inspire de celle de Ledermann. Là aussi les tables sont mixtes s'agissant des entrées : entrée unique et entrée double.

En 1984, les Nations Unies ont publié une nouvelle série de tables types, plutôt inspirée des tables de l'OCDE.

Dans les années 70, Brass utilise la transformation logit pour générer des tables de mortalité à partir d'un schéma standard. L'utilisation de la fonction logit est une rupture sur le plan méthodologique par rapport à tous les réseaux de tables types que nous venons d'évoquer. Mais, la démarche de Brass avait également inspiré les auteurs des tables types de l'OCDE. En plus des régressions, ils ont calculé des tables standards à l'aide de la fonction logit.

Il y a une caractéristique commune à toutes les séries des tables types, à l'exception des tables de Brass, dont nous venons de dresser la liste. Elles s'inspirent d'une même méthodologie. Toutefois, ces tables se distinguent par un élément de démarcation qui est la matière première utilisée pour leur construction. Toutes les tables, à l'exception de celles de l'OCDE et des nouvelles tables des Nations Unies, sont élaborées à l'aide des données provenant essentiellement des pays développés. L'Afrique subsaharienne est totalement absente des tables de mortalité originelles.

Il n'en demeure pas moins que ces tables sont d'un grand secours pour étudier la mortalité des pays n'ayant pas de statistiques de mortalité digne de foi. Cependant, il convient d'utiliser ces tables avec beaucoup de précautions.

Dans ce paragraphe nous allons réfléchir sur la façon d'utiliser judicieusement les différentes tables types, en vue d'approcher, autant que faire se peut, efficacement la mortalité des pays d'Afrique centrale.

Dans un premier temps, nous allons examiner les données disponibles et relever les indices qui peuvent nous servir d'entrée. Puis, nous allons procéder à l'estimation de la

¹⁶ La méthodologie des tables types de Gabriel et Ronen et de celles de Coale et Demeny est présentée de façon synthétique dans Bourgeois-Pichat J., 1994, "Dynamique des populations. Populations stables, populations quasi-stables et populations semi-stables", Travaux et documents, cahier n° 133, Paris : INED, PUF, 296 p.

¹⁷ Ledermann S., 1969, Nouvelles tables types de mortalité, Travaux et Documents, cahier n° 53, Paris : INED, PUF, 260 p.

¹⁸ OCDE, 1980, La mortalité dans les pays en voie de développement. Nouvelles tables types de mortalité Tome III, Paris : OCDE, 126 p.

mortalité proprement dite. Notre objectif étant de comparer les différents réseaux de tables types avec en toile de fond l'évolution de la mortalité.

Paragraphe 2 Compatibilité des données disponibles à l'utilisation des tables types comme outil d'analyse de la mortalité

De façon rigoureuse, l'entrée dans une table type ne peut se faire que par la variable qui a servi à son estimation. Par variable, il faut entendre les différents indices comme les quotients de mortalité et l'espérance de vie à la naissance ou à un âge quelconque. Dans la pratique ce principe n'est pas du tout respecté.

Nous allons suivre la logique des tables types en nous efforçant de n'y entrer que par les indices appropriés. Pour les identifier, nous allons procéder à l'évaluation des données disponibles. En d'autres termes, il s'agit de répondre à la question suivante : Que peut-on attendre des données disponibles pour estimer la mortalité par les tables types ?

Pour mener à bien notre travail, nous nous appuyons sur les réseaux des tables types de Coale et Demeny, de Ledermann, de l'OCDE et ceux de l'ONU publiés en 1984. Nous excluons les premières tables des Nations Unies et les tables de Gabriel et Ronen. Ce sont exclusivement des tables à entrée unique, dont l'intérêt est limité comparativement aux tables à double entrée.

Toutefois, quelque soit le réseau choisi, on ne peut entrer dans une table que par des indices de mortalité estimés à l'aide des données disponibles. Eu égard à la situation particulière des pays que nous étudions par rapport à la qualité des données, nous nous trouvons dans un cercle vicieux. Il n'y a pas de quoi estimer des indices d'entrée dans les tables avec les données des recensements ou des enquêtes.

En faisant rapidement le survol de ce que nous sommes en mesure d'espérer, l'équation est très difficile à résoudre. Les réseaux de Coale et Demeny requiert l'espérance de vie à 10 ans et le profil régional pour y accéder. Excepté le profil régional, il est difficile sinon impossible d'estimer l'espérance de vie à 10 ans par les données de l'observation (Sauf Les tables de Ledermann comptent sept réseaux à entrée simple numérotés de 100 à 106, complétés par trois réseaux à double entrée (cf. tableau n° 2.9).

Hormis le $\text{Log}5q_0$ et le $\text{Log}1q_0$ que l'on peut avoir avec les données des EDS avec une certaine fiabilité, le reste des indices du tableau n° 2.9 ne sont pas disponibles. On peut se servir des indices calculés avec les données du recensement ou des autres enquêtes, mais on l'a vu, des incertitudes pèsent sur leur fiabilité.

Les variables indépendantes des tables types de l'OCDE ne diffèrent pas de beaucoup de celles de Ledermann (cf. tableau n° 2.9 ci-dessous).

Tableau n°2.9 : Variables indépendantes des réseaux de Ledermann et de l'OCDE.

Entrée	Ledermann		OCDE	
	Numéro réseau	Variable indépendante	Numéro réseau	Variable indépendante
Simple	100	Log (100-e0) MF	1	1q0
	101	Log5q0 (MF)	2	5q0
	102	Log1q0 (MF)	3	15q15
	103	Log15q0 (MF)	4	20q25
	104	Log20q30 (MF)	5	15q35
	105	Log20q45 (MF)	6	100-e0
	106	LogT (MF)	7	100-e1
Double	1	Log5q0 (MF) et Log 20q45 (MF)	1	1q0 et 15q15
	2	Log15q0 (MF) et Log20q30 (F)	2	1q0 et 20q15
	3	Log15q0 (MF) et LogT (MF)	3	1q0 et 15q35
			4	5q0 et 15q15
			5	5q0 et 20q25
			6	5q0 et 15q35

MF = Masculin Féminin ou tous sexes confondus, F = Sexe Féminin
M = Sexe masculin, T = taux de mortalité de 50 ans et plus.
Sources :
 Ledermann, 1969 et OCDE, 1980.

Malgré les opportunités qu'offrent les tables types, les données disponibles obtenues par les sources traditionnelles, n'en sont pas moins aisées à utiliser. En effet, aucun indice d'entrée ne peut être obtenu grâce aux données de recensement ou d'enquête. Seules les statistiques des EDS avec les quotients de mortalité infantile, qui sont autant d'indices d'entrée dans certains réseaux de tables types, peuvent nous approcher du but. Encore faut-il que ces quotients reflètent bien la mortalité des pays ayant fait l'objet des EDS, de façon à ce que l'utilisation des tables types nous mènent à une estimation vraisemblable de la mortalité. S'agissant des données des sources traditionnelles, seuls les indices des enquêtes sont acceptables. Pour les pays ayant procédé à une enquête par sondage on peut par exemple utiliser les taux de mortalité infantile pour estimer la mortalité qui prévalait à l'époque où ces enquêtes ont eu lieu.

Face à une telle réalité, on peut se demander pourquoi les données de recensement sont si limitées, alors que la collecte se fait clairement dans le but aussi de se servir des tables types de mortalité ?

Nous allons d'abord examiner la cohérence des données visant ce type d'estimation avec les exigences de l'analyse démographique. Nous reviendrons ensuite sur l'utilisation des tables types grâce aux indices que nous aurons obtenus.

Paragraphe 3 Les méthodes de substitution et leur validité en analyse de la mortalité

Lors des recensements ou des enquêtes, la mortalité est observée par le nombre d'enfants survivants des femmes et la survie des parents. La première information permet l'estimation de la mortalité juvénile, alors que la dernière est liée à la mortalité des adultes. Des proportions d'enfants survivants sur le total d'enfants nés vivants et des proportions de la population ayant leur père ou leur mère en vie, on passe aux quotients de mortalité, au moyen de certaines transformations que nous allons examiner.

3 1 L'estimation de la mortalité infantile et juvénile par le nombre d'enfants survivants parmi les enfants nés vivants des femmes

La méthode d'estimation utilisée est due à Brass¹⁹. Le point de départ est la collecte des données sur le total d'enfants nés vivants et les enfants survivants des mères à la date de la collecte. Les proportions des enfants survivants classées selon l'âge des femmes sont ensuite transformées en probabilités de survie de la naissance à certains âges compris entre l'enfance et l'adolescence. Cette démarche est fondée sur un certain nombre d'hypothèses que nous allons rappeler.

La mortalité et la fécondité sont considérées comme constantes. Il y a indépendance entre l'âge de la mère et la mortalité infantile, et entre la mortalité des mères et celles de leurs enfants. Certaines mères ne sont pas à l'abri d'une défaillance de la mémoire, surtout à cause de leur âge, et oublient de ce fait de déclarer certains décès. D'où l'hypothèse que les omissions des enfants décédés se compensent avec celles des enfants survivants.

Wunsch²⁰ montre que la proportion d'enfants décédés parmi les enfants nés vivants au total d'une femme à un âge donné, au moment de la collecte, est une moyenne pondérée des probabilités de décès entre la naissance et un certain âge des enfants. Les coefficients de pondération sont les proportions d'enfants d'un certain âge parmi la totalité d'enfants mis au monde. Il y a donc une relation entre la proportion d'enfants décédés et la fécondité. En plus, ces proportions sont reliées à une fonction de mortalité, donc à des quotients de mortalité. Ces derniers sont calculés à des âges entiers, compris entre 0 et 35 ans, qui correspondent à la période de procréation des femmes.

La relation entre les proportions d'enfants décédés et les quotients de mortalité est influencée par le calendrier de la fécondité. Celui-ci détermine la durée d'exposition de l'enfant au risque de mourir. On suppose que ce calendrier est corrélé avec l'âge de l'enfant, non avec celui de la mère.

Techniquement les proportions des décès sont converties en quotients par des multiplicateurs en tenant compte du calendrier de la fécondité. Ce sont ces multiplicateurs qui déterminent la proportion d'enfants décédés²¹, ils sont calculés à base d'une fonction de fécondité générale de la forme d'un polynôme de troisième degré dont l'expression est la suivante :

$$f(x) = k(x - \alpha)(\alpha + 33 - x)^2 \quad (14)$$

où k est un facteur d'échelle, α est l'âge de début de fécondité et $\alpha+33$ est la période de procréation, x l'âge de la femme. Brass associe à cette fécondité une fonction de mortalité tirée de « la table africaine » et une autre issue du schéma de mortalité générale, les deux construites par la méthode des logits. Ces tables de mortalité et la fonction de fécondité sont imaginées pour une population ayant un taux annuel d'accroissement de 2 %. Ce taux visait surtout à générer une distribution par âge stable de la population féminine. Nous reviendrons plus loin sur la notion de population stable.

Une précision mérite d'être apportée en ce qui concerne les multiplicateurs. Ils se rapportent à chaque groupe d'âges de femmes observées et doivent correspondre à l'un des trois indices suivants de calendrier de la fécondité : $P1/P2$, $P2/P3$ et l'âge moyen des femmes

¹⁹ Brass W. et al., 1968, op. cit.

²⁰ Wunsch G., 1978, *Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement*, Liège : Ordina, 202 p.

²¹ Voir Gendreau F. et al., 1985, *Manuel de Yaoundé. Estimation indirecte en démographie africaine*, Liège : Ordina, 263 p.

à la maternité (âges pondérés par les taux de fécondité générale). $P1/P2$ et $P2/P3$ sont respectivement les rapports de parité à 15-19 ans et 20-24 ans, et à 20-24 ans et 25-29 ans.

La démarche que nous venons de présenter a fait l'objet de critiques, notamment en ce qui concerne la détermination des multiplicateurs. D'où l'apparition de nouvelles versions de la méthode de Brass produite par Sullivan²² et Trussell²³. Ces deux auteurs ont apporté une nouveauté s'agissant des fonctions de fécondité et de mortalité. Leur démarche consiste à choisir une variété de schémas de mortalité et de fécondité. Leur apport vise à donner plus de souplesse dans la détermination des relations entre les proportions d'enfants décédés des mères d'un certain âge et les quotients de mortalité aux jeunes âges (avant 5 ans). En effet, se contenter d'une seule fonction de fécondité et d'une seule fonction de mortalité était très contraignant.

Sullivan a utilisé les tables types de Coale et Demeny et un ensemble de distributions empiriques de fécondité. Sans écarter les tables types de Coale et Demeny, Trussell considère plutôt une série de distributions théoriques de fécondité. Au fond les trois approches (Brass, Sullivan et Trussell) fournissent quasiment les mêmes résultats. Les deux dernières sont considérées comme meilleures à cause de leur souplesse.

Nous avons jugé inutile d'utiliser les trois approches pour l'illustration. Notre choix s'est porté sur la version de Trussell, du fait de l'utilisation de distributions théoriques de fécondité dans sa mise en œuvre.

Le modèle originel de régression de Trussell est le suivant :

$$\frac{nq_0}{d(x)} = A + \left(\frac{P_1}{P_2}\right) + B\left(\frac{P_2}{P_3}\right) + C \ln\left(\frac{P_1}{P_2}\right) + D \ln\left(\frac{P_2}{P_3}\right) + \varepsilon \quad (15)$$

où nq_0 est le quotient de mortalité de 0 à l'âge x et n l'amplitude entre 0 et x , $d(x)$ désignent les décès des enfants d'âge x , $P1$, $P2$ et $P3$ sont les parités à 15-19 ans, 20-24 ans et 25-29 ans, ε représente l'erreur ; A , B , C et D sont les coefficients de régression.

Les coefficients de régressions ont été calculés pour les quatre familles des tables types de Coale et Demeny. Il semblerait que la famille Ouest donne de bons résultats pour les pays dont la mortalité ne correspond à aucune des trois familles restantes, Nord, Sud et Est.

L'application de cette méthode se heurte à la rigidité de l'hypothèse de constance de la fécondité et de la mortalité. En effet, la mortalité baisse continuellement dans les pays étudiés surtout dans les années 70, même si cela se fait à un rythme moins rapide que celui que les pays développés ont connu dans le passé. Une telle hypothèse est insoutenable.

Par contre l'hypothèse de la constance de la fécondité aurait beaucoup moins de conséquences sur le résultat. Il n'empêche que la modification de calendrier qui découle d'une baisse de la fécondité rend impropre l'utilisation des rapports de parités qui concernent alors des générations ayant chacune son histoire.

²² Sullivan J. M., 1972, « Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood », *Population studies*, 29 (1), pp. 97-107.

²³ Trussell T. J., 1975, « A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates », *Populations studies*, 29(1), pp. 97-107.

Feeney²⁴ a montré que l'évolution dans le temps des quotients de mortalité des jeunes estimés par la proportion d'enfants décédés sur l'ensemble des enfants nés vivants des femmes était indépendante de l'ampleur de la baisse de la mortalité. Cette conclusion avait été confirmée par Coale et Trussell. Ces derniers montrent que la mortalité de chaque cohorte dans le passé passe par des niveaux successifs de mortalité. Les quotients de mortalité obtenus à la date de collecte concernent la mortalité de chaque génération qui aurait franchi progressivement différents niveaux de mortalité avec le temps. Cela revient à estimer la mortalité qui a prévalu dans le passé. La baisse de mortalité se transmet en quelque sorte de la même façon quelque soit la génération, à la seule condition que le taux de changement de la mortalité soit constant dans le temps.

Pour cette approche de Trussell, les coefficients sont ajustés par l'équation suivante :

$$K = \frac{nq_0}{d(x)} = A + B \left(\frac{P_1}{P_2} \right) + C \left(\frac{P_2}{P_3} \right) + \varepsilon \quad (16);$$

Les coefficients ont la même signification que dans la relation (15) ; de même que P_1 , P_2 et P_3 , ε .

Voici l'équation qui permet d'estimer le temps auquel se rapportent les quotients de mortalité.

$$T = A + B \left(\frac{P_1}{P_2} \right) + C \left(\frac{P_2}{P_3} \right) + \varepsilon \quad (17).$$

Les termes de l'équation (17) ont la même signification que ceux des équations (15) et (16).

Les coefficients de A , B et C des relations K et T sont présentés en annexe (cf. tableaux n° 27.M et 28.M).

Nous avons appliqué la méthode de Trussell aux pays qui disposent des données sur le nombre total d'enfants nés vivants et survivants, à savoir le Congo (1960-1961 et 1974), Gabon (1960-1961 et 1993), RCA (1959-1960 et 1988) et Tchad (1964). Les données les plus intéressantes sont celles qui sont distribuées selon le sexe, car elles nous donnent en plus la possibilité de calculer les rapports de masculinité, qui constituent un indicateur de la qualité des données.

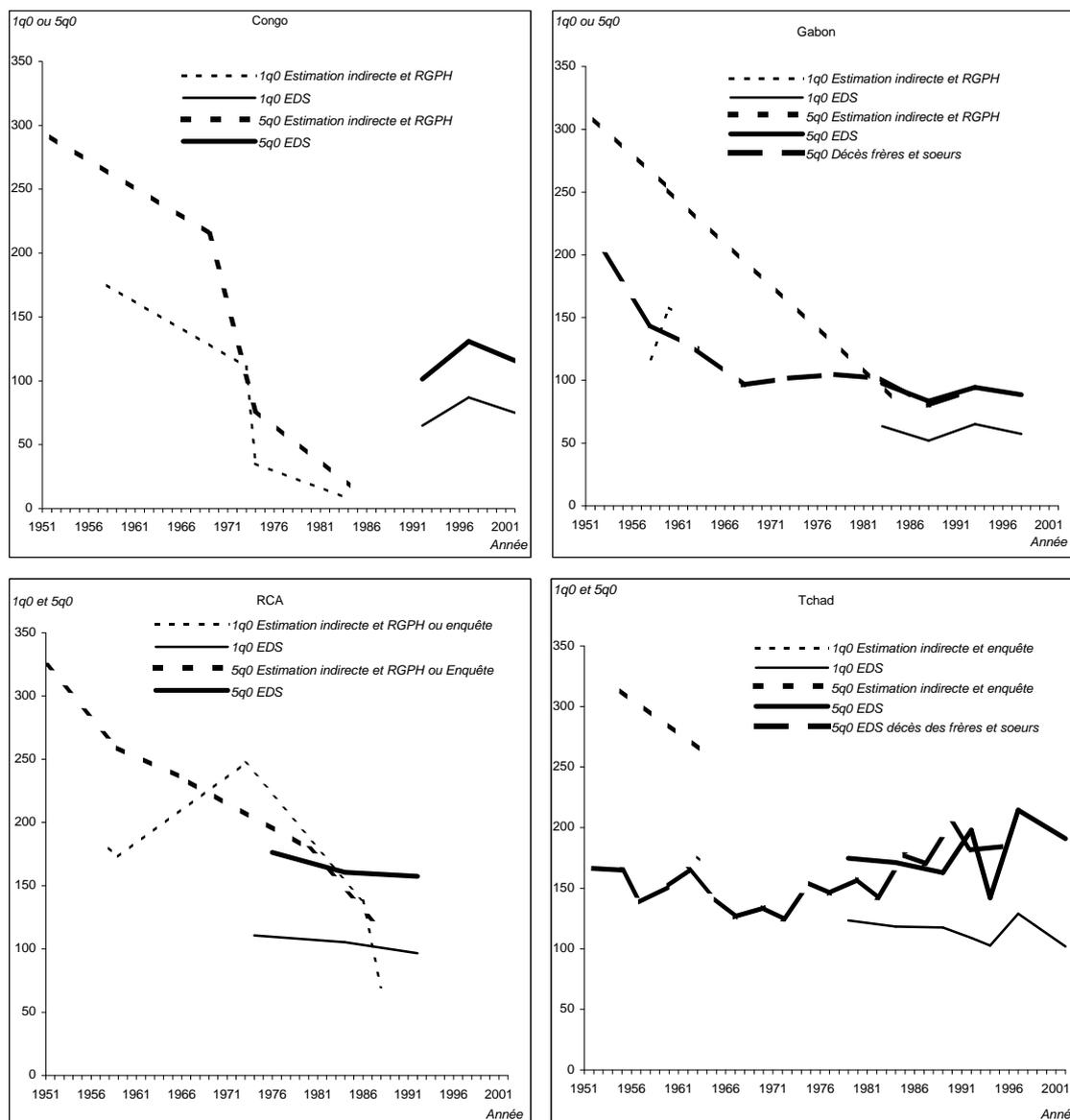
Des quotients obtenus, seuls les résultats des quotients $1q_0$ et $5q_0$ ont été retenus pour être associés à ceux estimés directement par les sources traditionnelles et les EDS.

Généralement le quotient de mortalité à 1 an est rarement retenu parce qu'il est systématiquement biaisé. En effet, chaque quotient est fonction de la durée d'exposition au risque de mortalité. La durée d'exposition elle-même est fonction du calendrier de la fécondité. L'hypothèse d'indépendance entre le risque de mortalité et l'âge de la mère n'est pas valable pour les enfants nés des mères de 15-19 ans. Dans la réalité, ces enfants ont une probabilité de survie très faible. Nous ne laissons pas de côté le quotient $1q_0$ car il peut s'avérer intéressant à comparer au quotient $1q_0$ obtenu par d'autres méthodes.

²⁴ Feeney G., 1980, « Estimating infant mortality trends from child survivorship data », Population studies, vol. 34, n° 1, pp. 109-128.

Par ailleurs, au delà de 30 ans les déclarations des enfants décédés juste après la naissance deviennent douteuses. Les quotients de mortalité des enfants des mères de 30 à 49 ans ne sont donc pas fiables et sont systématiquement rejetés.

Les quotients retenus correspondent à l'ancienneté calculée par la méthode choisie. Les résultats obtenus font l'objet du graphique n° 2.15. Les données des EDS sont introduites à des fins de comparaison. Les quotients des recensements et des enquêtes classiques ont été ajoutés à ceux obtenus par l'estimation indirecte.



Graphique n° 2.15 : Evolution des quotients 1q0 et 5q0 obtenus par estimation directe et estimation indirecte.

Dans la tendance générale des courbes du graphique ci-dessus, l'estimation indirecte est révélatrice de la nature sous estimatrice ou non des sources traditionnelles. La mortalité infanto-juvénile diminue sur la période observée au Congo, au Gabon et en RCA. L'estimation indirecte débouche sur des valeurs de la mortalité des enfants congolais très au dessus de celles des recensements 1974 et 1984. Les quotients de l'EDS 2005 tendent à conforter ce constat, en atténuant l'impression d'une baisse considérable entre 1970 et la fin des années 80. Les courbes du Gabon montrent que l'estimation indirecte s'accorde avec les

quotients des sources traditionnelles. La confrontation avec les données des EDS met en lumière le fait que l'estimation indirecte et l'estimation directe par les sources traditionnelles surestiment la mortalité des enfants, en considérant uniquement le quotient $5q_0$ et en supposant que l'EDS procure un $5q_0$ bon.

La RCA est un cas de figure différent du Congo et du Gabon. On observe un accord presque parfait entre l'estimation indirecte, l'estimation par les sources traditionnelles et par l'EDS pour le quotient $5q_0$. Pour ce qui est du quotient de mortalité infantile, l'estimation indirecte gonfle son niveau par rapport à celui observé avec l'EDS.

Le Tchad présente une évolution divergente du quotient $5q_0$. Ce dernier augmente tendanciellement avec le quotient obtenu à l'aide des décès des frères et sœurs déclarés lors des EDS. A l'inverse, le niveau du quotient $5q_0$ obtenue par l'estimation indirecte diminue, tout en s'accordant avec le quotient obtenu par l'estimation directe par l'enquête classique. Il semble y avoir accord entre méthode d'estimation et sources dans le cas du quotient $1q_0$.

Les quotients au-delà de 5 ans ne sont généralement pas retenus parce qu'ils sont jugés non crédibles, mais aussi à cause de la difficulté de donner un véritable sens aux probabilités de décès de la naissance à 10, 15, 25 ou 30 ans. En effet, la mortalité passe par des phases successives qu'il est intéressant de saisir par les quotients classiques. Ces derniers peuvent être obtenus à l'âge adulte par l'estimation indirecte par la proportion des orphelins.

3 2 *L'estimation de la mortalité adulte par la proportion des orphelins*

Lors des opérations de collecte, on peut demander à la population si leurs parents sont encore en vie ou non. Cette démarche a l'avantage d'être simple à la fois dans la formulation de la question et la réponse à celle-ci. Les proportions de la population ayant leur père ou leur mère en vie sont transformées ensuite en probabilités de survie.

Si on considère un individu quelconque à la date de la collecte, la survie de sa mère ou de son père signifie qu'à l'un ou l'autre est attaché une probabilité de survie de la naissance de cet individu à la date de la collecte. Le rapport entre l'effectif des individus ayant leur père ou leur mère en vie et l'effectif total des personnes, qu'elles soient orphelines ou non, est la proportion qui est transformée en probabilité de survie du père ou de la mère. La période de survie est comprise entre l'âge moyen du père ou de la mère à la naissance de l'enfant et cet âge moyen augmenté de l'âge de l'enfant à la collecte.

$$\Pi(a) = \frac{\int_{\alpha}^{\beta} A(x).f(x) \frac{l(x+a)}{l(x)} dx}{\int_{\alpha}^{\beta} A(x).f(x) dx} \quad (18)$$

où $A(x)$ est l'effectif des mères d'âge x , $f(x)$ est le taux de fécondité à l'âge x ; $\frac{l(x+a)}{l(x)}$ est la probabilité de survie entre l'âge x (à la naissance de l'enfant) et l'âge $x+a$, a étant l'âge de l'enfant à la date de l'observation ; α et β sont les âges limites (respectivement inférieur et supérieur) de la période de procréation.

L'équation (18) est transposable à la population masculine.

Ce raisonnement a été formalisé par Henry ²⁵, Brass et Hill ²⁶. Les hypothèses suivantes sous tendent leur démarche. On suppose qu'il y a indépendance entre survie des enfants et survie des parents. De plus, le nombre d'enfants survivants doit être indépendant de la survie des parents. La fonction de fécondité et la fonction de survie sont indépendantes du temps.

Pour enregistrer la survie ou le décès d'un parent, il faut que les enfants soient interrogés. Par conséquent, les parents n'ayant pas d'enfants échappent à l'observation. L'absence d'enfants signifie soit le décès de ces derniers, soit l'impossibilité pour les parents d'avoir des enfants.

Si les parents n'ayant pas d'enfants décèdent en moyenne plus que les parents dont les enfants sont interrogés, la survie des parents sera sous-estimée. Mais, on sait que les parents n'ayant pas d'enfants ne représentent pas une proportion considérable, surtout vers la fin de la période de procréation (valable surtout pour la population masculine). Sauf à imaginer une défaillance de la collecte, une information quasi complète sur la survie des parents peut être obtenue.

Il faut signaler que l'estimation de la mortalité par la survie des parents devient de plus en plus hasardeuse quand l'âge des enfants dépasse 50 ans. A partir de cet âge, la mortalité devient très élevée.

Pour passer des proportions aux probabilités de survie, il faut rappeler la démarche de Henry que nous avons commencée à présenter dans les développements précédents. Il a établi en 1960 que la proportion d'enfants ayant leur père en vie est égale en première approximation à :

$$\frac{P_1(\bar{x}_1+a)}{P_1(\bar{x}_1-3/4)} \quad (19) ;$$

où \bar{x}_1 est l'âge moyen des pères à la naissance des enfants et a l'âge de l'enfant à la date de l'observation. "...la soustraction de $\frac{3}{4}$ au dénominateur est destinée à tenir compte du décès possible du père (ou de la mère) entre la conception et la naissance..."

Pour les personnes ayant leur mère en vie la proportion des survivants est égale à :

$$\frac{P_2(\bar{x}_2+a)}{P_2(\bar{x}_2-3/4)} \quad (20) ;$$

où \bar{x}_2 est l'âge moyen des mères à la naissance des enfants.

Une autre façon de tenir compte de la mortalité en couche des femmes et la mortalité des pères entre la conception et l'accouchement est de multiplier les rapports $\frac{P_1(\bar{x}_1+a)}{P_1(\bar{x}_1)}$ et

$\frac{P_2(\bar{x}_2+a)}{P_2(\bar{x}_2)}$ respectivement par $(1-\varepsilon)$ et $(1-\eta)$. Ce coefficient est compris entre 0,98 et 0,99. La fonction de survie est représentée par une parabole. La probabilité de survie à laquelle Henry aboutit est exprimée ainsi :

²⁵ Henry L., 1960, "Mesure indirecte de la mortalité des adultes", Population, 15^e année, n° 3, pp. 456-466.

²⁶ Brass W., Hill A., Bulletin de liaison spécial congrès de Liège, 1973.

$$\frac{l(\bar{x} + a)}{l(\bar{x})} = \frac{1 - \varphi(a)}{0,99} + B\sigma^2 \quad (21) ;$$

où $\varphi(a)$ est la proportion d'enfants d'âge a qui n'ont plus leur père ou leur mère, σ^2 est la variance de la distribution de l'âge au décès des pères ou des mères, B est une constante dépendant de l'âge et du niveau de mortalité ; 0,99 est le coefficient retenu pour tenir compte de la mortalité en couches.

Henry avait ensuite calculé les valeurs de B à l'aide des premières tables types des Nations Unies.

Malgré sa simplicité, la méthode de Henry est remise en cause par l'utilisation des premières tables types des Nations Unies. Ces tables sont construites sur des bases discutables. On peut ajouter que dans la formule (21) la variance dépend de la mortalité, alors que c'est elle que l'on veut estimer.

Sur un plan plus pratique, on préfère les méthodes développées plus tard. Ces dernières sont adaptées aux données classées par groupes d'âges quinquennaux ou multiples de cinq.

C'est Brass et Hill qui sont à l'origine de cette nouvelle démarche. L'idée de base est que la probabilité de survie des mères ou des pères entre la naissance de l'enfant et la date de collecte est une moyenne pondérée des proportions des enfants ayant leur père ou leur mère en vie aux âges encadrant l'âge de l'enfant ; les facteurs de pondération dépendant de l'âge de l'enfant et de l'âge moyen à la maternité.

$$\text{Soit } \frac{l(25 + N)}{l(25)} = W(N) {}_5\Pi_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5\Pi_N \quad (22) ;$$

Où ${}_5\Pi_N$ est la proportion d'enfants du groupe d'âges N à $N+5$ dont la mère est survivante ;

$W(N)$ est un facteur correcteur dépendant de N et de l'âge moyen M à la naissance des enfants.

Dans la formule (22) ci-dessus, l'âge moyen à la maternité est fixé à 25 ans. Sinon, on peut le calculer comme moyenne pondérée des âges à la naissance des enfants par le nombre des mères à ces âges. En outre, il faut tenir compte de la spécificité de la fécondité masculine pour estimer la mortalité des hommes.

La probabilité de survie entre l'âge moyen à la naissance des enfants et la date de collecte est exprimée par la relation :

$$\frac{l(B + N + 2^{1/2})}{l(B)} = W(N) {}_5\Pi_{N-5} + [1 - W(N)] {}_5\Pi_N \quad (23).$$

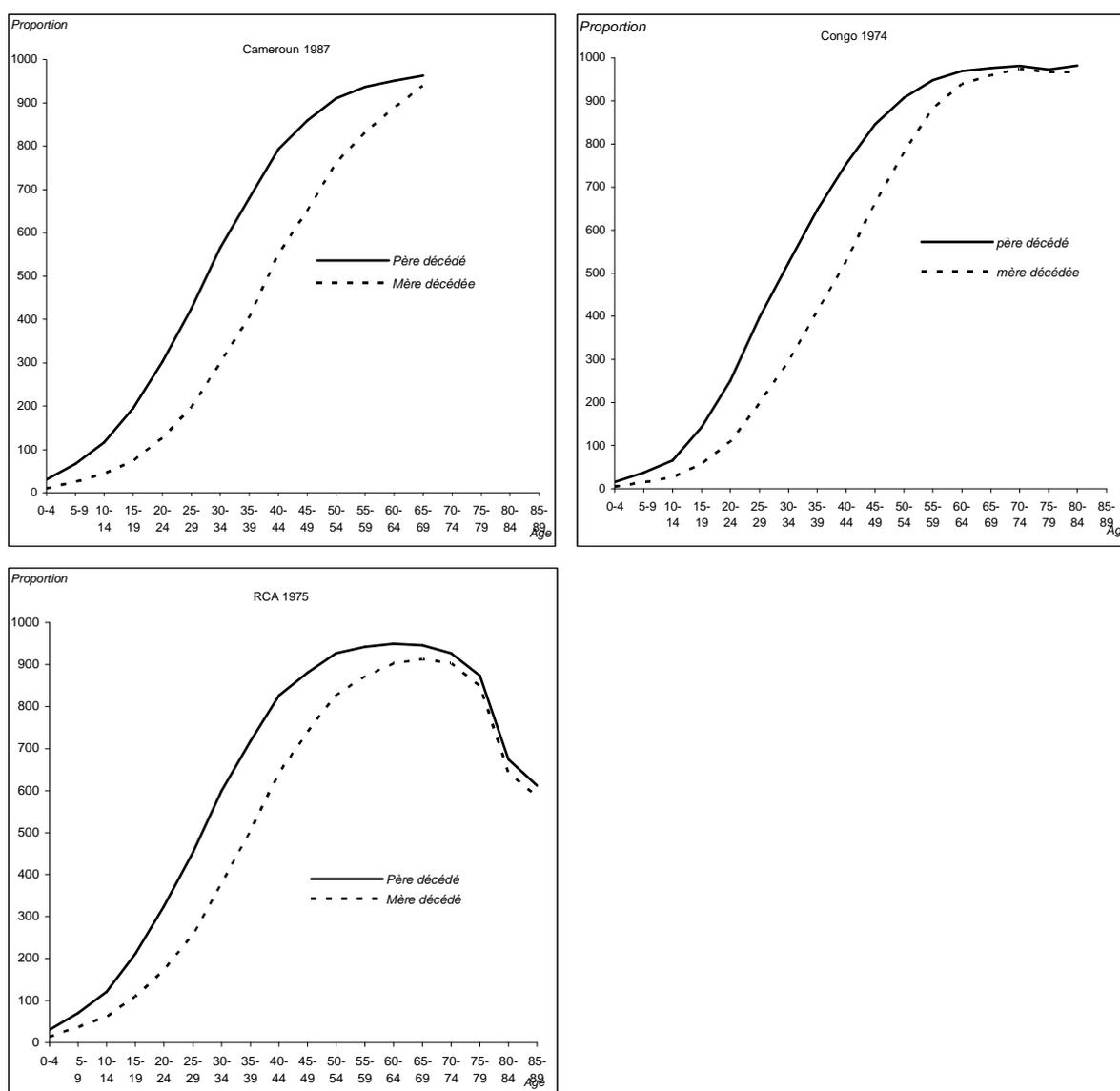
Les auteurs choisissent deux valeurs types de B , 32,5 et 37,5 pour les populations d'Afrique au sud du Sahara.

Les opérations de collecte des pays que nous étudions intègrent les questions sur la survie des parents depuis les années 70. Par contre, les données qui en sont issues ne sont

pas systématiquement exploitées. C'est peut être un signe que la méthode de Brass et Hill est difficile à appliquer.

Sur l'ensemble des données dont nous disposons, seuls les recensements du Cameroun 1987 (tableau n° 52.M en annexe), du Congo 1974 (tableau n° 53.M en annexe), et de la RCA 1988 (tableau n° 54.M en annexe) avaient fait l'objet de publications des statistiques sur la survie des parents. Les données du Congo ne portent que sur les déclarations de la population féminine. L'estimation de la mortalité qui en sera issue sera nécessairement partielle. Les statistiques de la RCA et du Cameroun concernent toute la population. Qu'il s'agisse du Congo ou de la RCA, trois modalités sont utilisées pour présenter les données : "en vie", "décédé" et "non déclaré". Pour le Cameroun, la présentation est faite en sept modalités qui peuvent être ramenées à trois comme pour les deux autres pays.

Nous avons un aperçu de l'évolution de la mortalité par les déclarations des personnes recensées dans les trois pays au graphique n° 2.16.

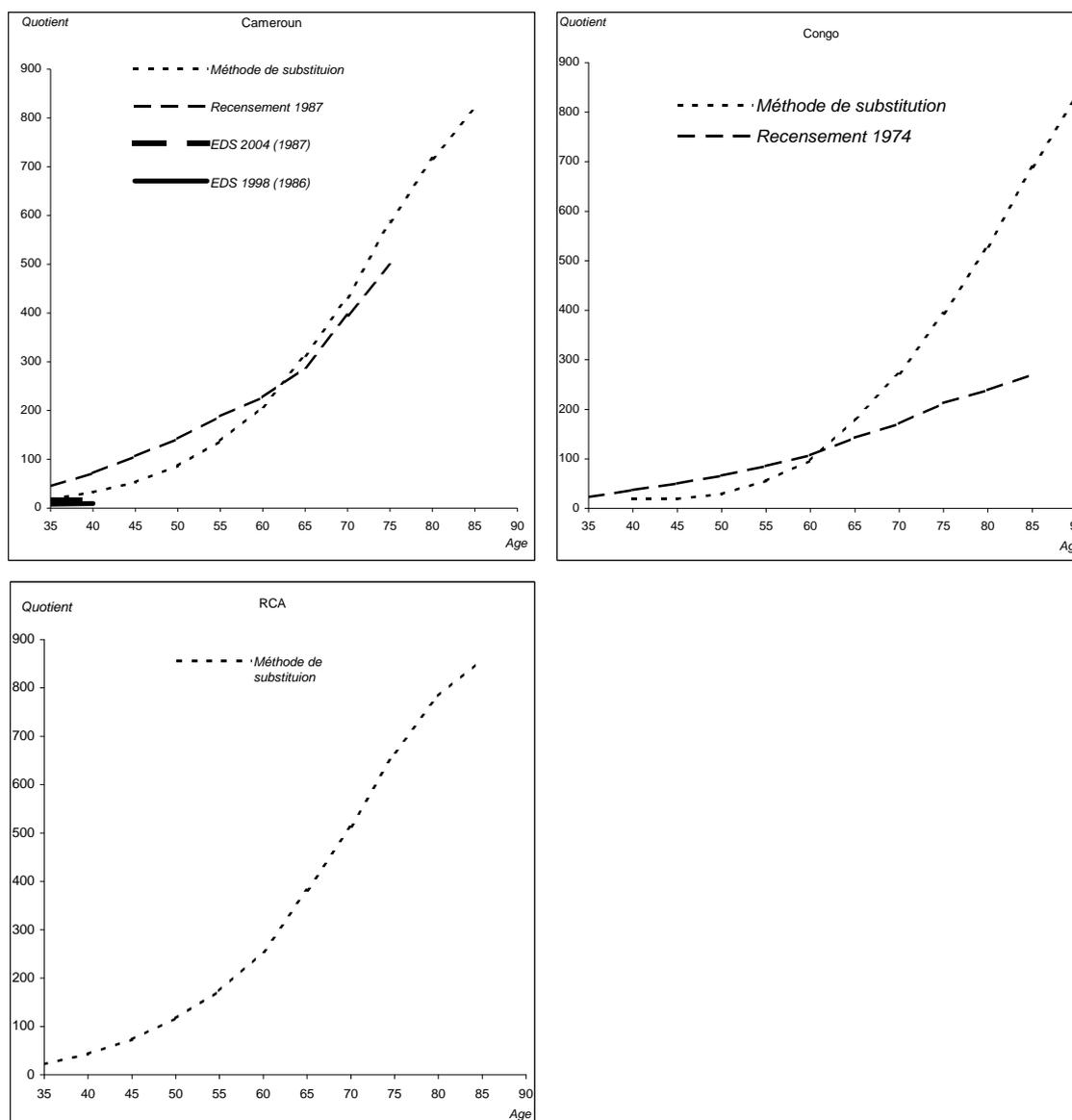


Graphique n° 2.16 : Proportions (pour 1000) par groupe d'âges de la population dont le père ou la mère est décédé par pays et année de collecte.

Les proportions du graphique ci-dessus seront utilisées pour l'estimation des probabilités de survie. A l'exception de la RCA pour laquelle les proportions de la

population ayant déclaré un père ou une mère décédé décroissent au-delà de 70-74 ans, ces mêmes proportions pour le Cameroun ou le Congo atteignent un maximum et ne diminuent plus au-delà. Il n'est pas sûr qu'un effet de génération soit à l'origine de l'allure des courbes centrafricaines. Ce fait est plus attribuable à la mauvaise qualité des déclarations sur la survie des parents qu'à un improbable effet de génération. Plus généralement, les déclarations des enfants et des vieux sont souvent erronées. En effet, beaucoup d'enfants ont une connaissance imprécise de la survie de leur parent, soit parce qu'ils n'en savent rien, soit parce que cela est rendu difficile par l'adoption ou par le fait d'être confié à une autre personne (membre de la famille ou non). Les vieux en revanche, compte tenu de leur forte mortalité, donc de la faiblesse de leurs effectifs, ne sont plus représentatifs.

Les résultats de l'application de la démarche qui vient d'être présentée sont comparés avec les données des EDS lorsque cela est possible, sinon avec d'autres résultats des sources traditionnelles (graphique n° 2.17).



Graphique n° 2.17 : Quotients de mortalité (pour 1000) nq_{25} ($n=10, 15, 20, \dots, 65$), sexe féminin, obtenus par les décès des parents, comparés à ceux de l'estimation directe par les recensements et les EDS. Cameroun (1984, EDS 1998 et 2004), Congo (1974) et RCA (1975).

L'allure de la courbe des quotients de 25 ans à 34, 39, 44 ans,... obtenus par l'estimation indirecte vient valider en quelque sorte les résultats du recensement camerounais de 1987. En effet, les deux courbes décrivent à quelque chose près la même trajectoire, bien que l'estimation indirecte sous estime la mortalité entre 10q25 et 35q25 et inversement à partir de 35q25. Les EDS (1998 et 2004) ne se limitent qu'à 10q25 et 15q25. Avec deux quotients il est difficile de comparer sérieusement les résultats. Les quotients des EDS sont en deçà de ceux des deux autres approches, sans qu'il soit possible d'en dire plus.

La méthode de substitution appliquée au recensement du Congo (1974) élève la mortalité au dessus du niveau des quotients obtenus par la transformation des taux en quotients à partir de 35q25. Les décès des douze derniers mois avant le recensement de 1974 sont sous déclarés. La méthode de substitution tendrait donc à corriger les quotients de mortalité uniquement aux grands âges.

Nous avons également considéré le recensement de 1975 de la RCA sans possibilité de comparaison avec d'autres résultats de ce pays. En comparant avec les deux autres pays, nous nous rendons compte que la RCA se rapproche du Cameroun. Cela pourrait signifier que la méthode de substitution corrige réellement la mortalité observée lors du recensement de 1975.

Nous venons d'utiliser les données des enfants survivants parmi les enfants nés vivants des mères pour estimer indirectement la mortalité des enfants et des jeunes. Les données sur la survie des parents ont servi à l'estimation de la mortalité adulte. La confrontation des résultats avec ceux obtenus par d'autres approches (estimation directe selon les sources traditionnelles ou les EDS) a mis à jour les forces et les faiblesses de la méthodologie suivie ou de la source utilisée.

Les indices de la mortalité des enfants s'inscrivent bien dans la tendance générale, quelque fois comme un révélateur du caractère sous estimateur de l'estimation directe par les sources traditionnelles. Le Congo est à mettre dans cette catégorie. Dans d'autres pays, l'estimation par une méthode de substitution s'intègre bien dans la tendance dessinée par l'estimation directe par les sources traditionnelles, comme le montrent les cas du Gabon et du Tchad (graphique n° 2.15). La RCA peut être rangée dans le même groupe que ces deux derniers pays, mais en ne considérant que le quotient 5q0.

L'utilisation des indices obtenus par les EDS vient prolonger les tendances des sources traditionnelles (cas du Congo), les corriger (cas de la RCA) ou les infléchir (cas du Gabon et du Tchad).

Les données sur la survie des parents viennent pour confirmer les sources traditionnelles (cas du Cameroun) ou pour « corriger » (cas du Congo).

Quelque soit la tranche d'âges considérée, les indices de la mortalité que nous venons de présenter s'inscrivent dans le transversal, sans qu'il soit possible de considérer l'ensemble des groupes d'âges d'une population sur une période. Il est difficile sinon impossible de changer les quotients de mortalité des jeunes ou des adultes en une série de quotients d'une table de mortalité. Or la finalité de l'étude de la mortalité, c'est de répondre aux deux questions de l'analyse démographique par cohorte. Si l'intensité est sans intérêt, le calendrier nous intéresse. Nous allons donc essayer de relier les deux types de mortalité par une démarche unificatrice.

Section 2 De l'association de la mortalité infanto-juvénile et la mortalité adulte obtenues par l'estimation indirecte à la confrontation avec les résultats de l'estimation directe

Le but d'une telle association est la construction d'une table de mortalité complète. Les fondements théoriques sont à trouver dans l'interdépendance des quotients de mortalité d'une table de génération.

Quelques précautions sont nécessaires avant d'entreprendre l'élaboration de la table de mortalité complète à base des données sur la proportion d'enfants survivants parmi le total d'enfants nés-vivants et la survie des parents.

Malgré les critiques que nous venons de faire, il nous est difficile de nous passer des résultats obtenus dans la section précédente. Il est d'usage de ne retenir que les quotients de mortalité ${}_2q_0$, ${}_3q_0$ et ${}_5q_0$ pour la mortalité infantile et juvénile qui sont associés aux probabilités conditionnelles de survie $\frac{l(25 + N)}{l(25)}$ pour le sexe féminin ou $\frac{l(32,5 + N)}{l(32,5)}$ pour le sexe masculin.

L'un des instruments utilisés pour relier les probabilités de survie infanto-juvéniles et les probabilités conditionnelles de survie à l'âge adulte est la transformation logit de Brass ²⁷.

Après cela, il deviendra possible de faire le point de l'estimation de la mortalité par l'évaluation des résultats, quelque soit le type d'estimation, de l'utilisation des tables types de mortalité.

Paragraphe 1 La transformation logit de Brass pour une double finalité : l'amélioration de l'estimation indirecte et celle de l'insuffisante représentativité des pays d'Afrique subsaharienne dans la série des tables de mortalité ayant permis d'estimer les réseaux des tables types

L'une des critiques faites à la méthodologie utilisée pour estimer la majorité des réseaux des tables types est que les tables de mortalité sources ne sont pas un échantillon représentatif des schémas de mortalité que l'on peut rencontrer sur la planète.

Dire que les tables types sont susceptibles de représenter la mortalité de n'importe quel pays est erroné. Pour que cela soit possible, il faut que les tables de base soient un échantillon représentatif de ce qui pourrait exister comme table de mortalité du monde entier dans la réalité. Malgré le bien fondé d'une telle critique, il n'y a aucune alternative, car la population mère des tables de base est inobservable. En dehors des considérations liées aux avantages de la théorie statistique, il n'y a aucune possibilité de faire des vérifications empiriques.

Pour contourner cette critique, Brass a imaginé une transformation de nature à établir une relation linéaire entre deux tables, dont une table de référence. Grâce à la liaison entre tables, on peut générer d'autres tables à partir de la table de référence, en agissant sur les paramètres qui déterminent les relations entre variables.

La démarche de Brass s'inspire de l'épidémiologie. Il s'agit d'étudier la réaction d'une population animale à l'administration de différentes doses de produits toxiques. La tolérance

²⁷ Un exposé de la méthode de Brass utilisant la transformation logit est fait par Hill K., et Trussell J., "Further developments in indirect mortality estimation", *Population studies*, vol. 31, n° 2, July 1977, pp. 313-334.

de chaque individu est fonction de la dose reçue. La proportion des individus qui meurent peut être ajustée par une fonction logistique de la forme :

$$y = \frac{1}{1 + e^{[-(\alpha + \beta x)]}} \quad (24) ;$$

où x représente la dose, y la proportion des individus affectés, α et β sont des paramètres caractérisant le produit x .

La densité de répartition est représentée par une courbe à l'allure voisine de celle d'une loi normale.

Le passage à la table de mortalité est fait en assimilant la proportion des individus qui meurent à $q(x)$ (dont $q(x)$ est la probabilité de mourir à l'âge x). L'effet de l'avancement en âge est assimilé à l'effet des produits toxiques, et le quotient de mortalité est une fonction croissante de l'âge.

La relation entre deux logits étant linéaire, il est possible de combiner deux tables de mortalité. Si $y = q(x)$ une fonction de table quelconque et $y_s = q_s(x)$ la fonction de la table standard, quelque soit l'âge x , il existe une relation linéaire $y(x) = \alpha + \beta y_s(x)$ (25) ;

$$y(x) = \log it[q(x)] , y_s(x) = \log it[q_s(x)] \text{ et } \log it[q(x)] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{q(x)}{1 - q(x)} \right].$$

α et β sont deux paramètres permettant de relier la table standard à n'importe quelle autre table. α caractérise le niveau de mortalité et β sa structure (ou la pente de la fonction de survie).

Précisons le sens des paramètres α et β en partant du principe selon lequel " le rapport entre les fonctions quotients $q(x)$ de deux tables, tout comme le rapport entre leurs décès cumulés $d(0,x)$, varie de façon monotone avec l'âge, en tendant vers l'unité..."²⁸.

$$\text{Soit } \frac{d_2(0,x)}{d_1(0,x)} = \frac{1 - s_2(x)}{1 - s_1(x)} = C \frac{q_2(x)}{q_1(x)} \quad (26) ;$$

Où $s(x)$ sont les survivants à l'âge x , C est une constante.

De la relation (26) on forme l'égalité suivante : $\frac{q_1(x)}{1 - s_1(x)} = C \frac{q_2(x)}{1 - s_2(x)}$. En posant

$q(x) = -\frac{s'(x)}{s(x)}$, il en résulte que

$$\frac{s_1'(x)}{s_1(x)[1 - s_1(x)]} = C \frac{s_2'(x)}{s_2(x)[1 - s_2(x)]} \Leftrightarrow [\ln(s_1(x))]' - [\ln(1 - s_1(x))]' = C \left\{ [\ln s_2(x)]' - [\ln(1 - s_2(x))]' \right\}$$

En intégrant chaque élément de la dernière égalité, on obtient :

$$\ln \left[\frac{1 - s_1(x)}{s_1(x)} \right] = \alpha_0 + \beta \ln \left[\frac{1 - s_2(x)}{s_2(x)} \right] \quad (27)$$

La relation (27) ressemble à la relation (24). En effet, en multipliant les deux membres de l'équation (27) par $1/2$ on retrouve la relation (24).

²⁸ Voir Pressat R., 1995, Eléments de démographie mathématique, Paris : AIDELF, page 41-47.

Soit $\log it[1 - s_1(x)] = \alpha + \beta \log it[1 - s_2(x)]$, $\alpha = \frac{\alpha_0}{2}$ ou $\log it[1 - l(x)] = \alpha + \beta \log it[1 - l_s(x)]$.

Posons $\log it[1 - l_s(x)] = L$

$$\ln \left[\frac{1 - l(x)}{l(x)} \right] = 2(\alpha + \beta L) \Leftrightarrow \frac{1 - l(x)}{l(x)} = e^{2(\alpha + \beta L)}$$

$$l(x) = \frac{1}{1 + e^{2(\alpha + \beta L)}}$$

La variation de $l(x)$ qui dépend des paramètres α et β , en fonction de α quand β est fixe, est donnée par le signe de la dérivée première de $l(x)$ par rapport à α .

$$\frac{\partial l(x)}{\partial \alpha} = - \left[\frac{2Le^{2(\alpha + \beta L)}}{[1 + e^{2(\alpha + \beta L)}]^2} \right]$$

La dérivée de $l(x)$ est toujours inférieure à 0. Par conséquent, $l(x)$ est une fonction décroissante de α , ce dernier étant considéré comme un indicateur de niveau.

La variation de $l(x)$ par rapport à β , avec α fixe, est donnée par le signe de

$$\frac{\partial l}{\partial \beta} = - \left[\frac{2Le^{2(\alpha + \beta L)}}{[1 + e^{2(\alpha + \beta L)}]^2} \right].$$

Le signe de $\frac{\partial l}{\partial \beta}$ dépend du signe de $L = \log it[1 - l_s(x)] = 1/2 \ln \left[\frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)} \right]$

L peut être positif ou négatif.

Si $L > 0 \Leftrightarrow 1/2 \ln \left[\frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)} \right] > 0 \Leftrightarrow \ln \left[\frac{1 - l_s(x)}{l_s(x)} \right] > \ln 1 \Leftrightarrow l_s(x) < 1/2$ et $x > M_s$, M_s est

l'âge médian au décès dans la table de référence. Il en découle que $\frac{\partial l}{\partial \beta}$ est négatif et $l(x)$ est une fonction décroissante de β

Si $L < 0$, $l_s(x) > 1/2$, $x < M_s$, $\frac{\partial l}{\partial \beta}$ est positif et $l(x)$ est une fonction croissante de β

En résumé, $l(x)$ est croissante avec β pour des âges inférieurs à l'âge médian au décès dans la table de référence. La fonction de survie est décroissante par rapport à β pour des âges supérieurs à l'âge médian au décès dans la table de référence.

Avant de proposer une application, précisons tout d'abord que les tables de référence que nous allons utiliser sont celles de l'OCDE. Contrairement à ces derniers, le standard africain de Brass ne distingue pas le sexe.

Le principe de base est que le rattachement des probabilités de survie non conditionnelles des jeunes et les probabilités conditionnelles de survie des adultes génère des probabilités de survie non conditionnelles. L'ensemble de ces probabilités constitue la série des survivants d'une table de mortalité.

La méthode utilisée pour y parvenir est une sorte de tâtonnement qui aboutit au calcul des paramètres α et β par itération. Rappelons que les paramètres α et β sont les coefficients de la relation linéaire (25) entre une table de référence et la table à estimer.

On passe des probabilités conditionnelles des adultes aux probabilités non conditionnelles par itérations successives. Lors de la première étape, on estime la première valeur de α (β étant fixé) en associant les probabilités de survie des deux tables, à n'importe quel âge.

$$\text{Soit } \lambda(a) = \alpha + \beta \lambda_s(a) \quad (28)$$

$\lambda(a)$ est la fonction logit de $q(a)$, le quotient de mortalité avant l'âge a .

$$\text{logit}[q(a)] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{q(a)}{1-q(a)} \right] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1-l(a)}{l(a)} \right]$$

D'autre part, on sait que $\text{logit}[q(a)] = \frac{1}{1 + e^{2[\alpha + \beta \lambda_s(a)]}}$ d'après la relation (24).

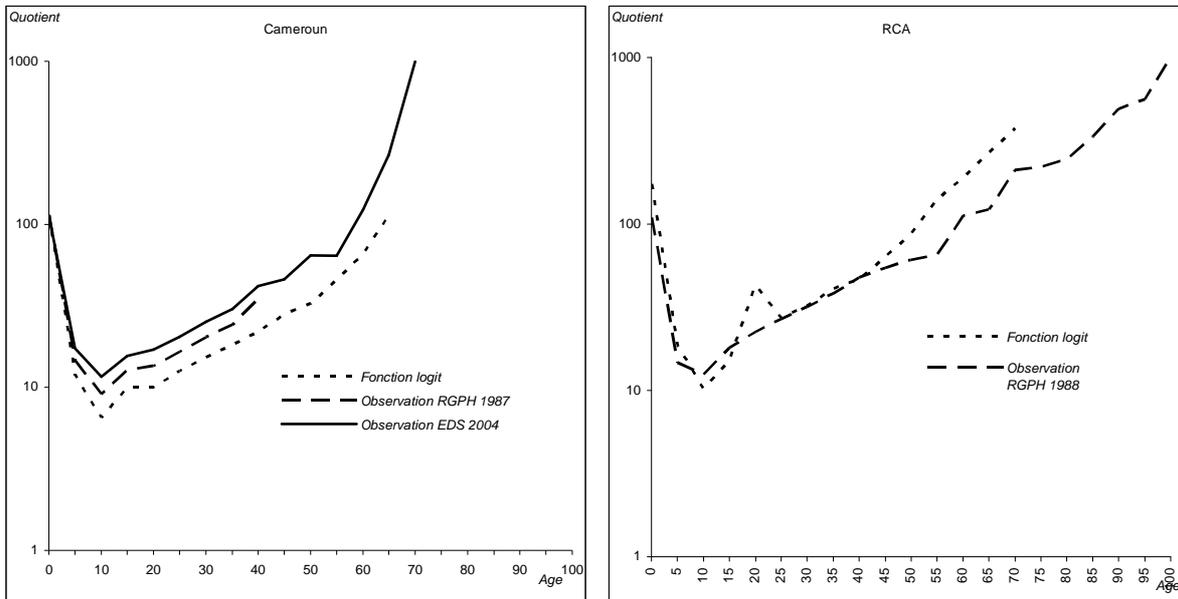
Pour commencer, on suppose que $\beta=1$, alors $\alpha = \lambda(a) - \beta \lambda_s(a)$ d'après la relation (25).

On peut concevoir $\lambda(a)$ et $\lambda_s(a)$ comme la moyenne des logits des probabilités de survie à 2, 3 et 5 ans.

De tous les pays pour lesquels nous avons calculé les probabilités de survie aux âges jeunes, seuls le Cameroun (1987) et la RCA (1988) donnent une possibilité d'application. En effet, les probabilités de survie des jeunes de sexe féminin peuvent être associées aux probabilités conditionnelles aux âges adultes de même sexe.

A noter que les tables de référence de l'OCDE ne prévoient pas les probabilités de survie à 2 et 3 ans. La région qui convient aux pays que nous étudions est la région D.

Les différentes étapes de la construction des tables de mortalité féminine du Cameroun (1987) et de la RCA (1988) figurent en annexe.



Graphique n° 2.18 : Comparaison des quotients de mortalité de sexe féminin obtenus par la fonction logit de Brass et ceux obtenus par les décès observés. Cameroun (RGPH 1987 et EDS 2004), RCA (RGPH, 1988).

Sans pouvoir dater les quotients obtenus par la fonction logit, nous les comparons aux quotients observés. D'après le graphique n° 2.18 la transformation logit de Brass sous-estimerait la mortalité du Cameroun. Toutes les courbes ont la même allure. Cela veut dire que l'estimation de la mortalité par la fonction logit restitue assez bien la mortalité des Camerounaises. Il n'y a que le niveau de mortalité qui diffère, mais la structure n'est pas déformée. Avant 5 ans la méthode d'estimation ou la source n'a aucune influence sur le résultat.

Du côté de la RCA, hormis la pointe observée entre 15 et 25 ans, il y a égalité entre les deux estimations de la naissance à 40 ou 45 ans. La fonction logit maintient la mortalité à un niveau artificiellement faible.

Le niveau de mortalité mesuré par α est très faible. La valeur β est relativement élevée. Donc la structure de la mortalité concentre la mortalité aux grands âges. Or, la mortalité infanto-juvénile conserve un poids important dans cette structure. La mortalité des Centrafricaines est de ce fait sous-estimée par la transformation logit. En effet, le calcul de l'espérance de vie à la naissance aurait révélé une valeur en deçà de celle à laquelle on peut s'attendre pour un pays sous-développé. Le même constat peut être fait pour le Cameroun.

Outre la difficulté de disposer des coefficients α et β qui correspondent au schéma réel de mortalité des pays étudiés, s'ajoute la difficulté d'associer les mortalités infanto-juvénile et adulte. En effet, la tentative d'estimation d'une table de mortalité en associant les mortalités infanto-juvénile et adulte pose le problème du changement de la mortalité adulte dans le temps. Dans l'hypothèse d'une baisse de mortalité dans le passé, la mortalité infantile et juvénile, qui est plus récente, se trouverait entraînée vers la baisse.

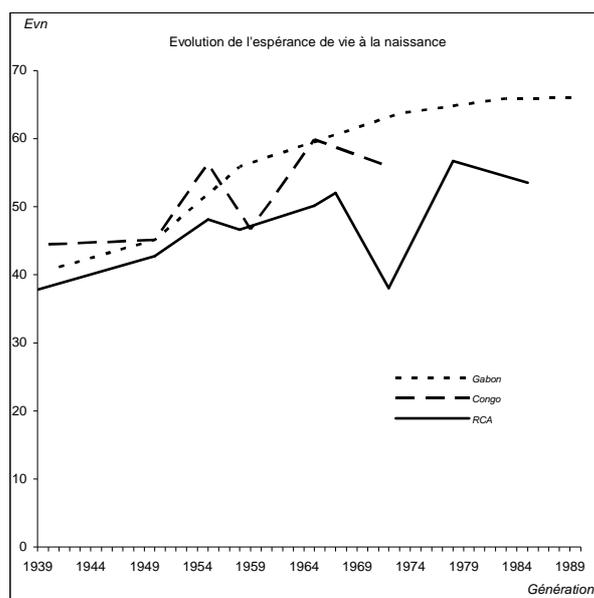
En plus, la table de mortalité obtenue ne peut être assimilée qu'à une table du moment. Il est difficile d'envisager une cohérence entre quotients de mortalité, si ce n'est celle que l'on introduit par la fonction logit. Donc, la table de mortalité dépend de la table standard et des paramètres α et β de la relation qui lie deux fonctions logits.

Pour passer outre les contraintes de compatibilité des données nous pouvons entrer directement dans les réseaux de tables types et choisir une table de mortalité vraisemblable. Nous allons également passer en revue les résultats obtenus par l'estimation directe pour vérifier si ils s'écartent ou non du schéma type choisi.

Paragraphe 2 La synthèse des méthodes classiques et méthodes de substitution

L'estimation de la mortalité, en comparaison de celle de la fécondité, n'est pas des plus aisées. Il n'en demeure pas moins que les données disponibles apportent déjà des éléments de réponse sur l'évolution de la mortalité. Nous allons donc mettre ensemble les résultats obtenus jusque là et juger de leur capacité à rendre compte de la réalité. Lorsque la collecte est défailante, les résultats de l'analyse de la mortalité offrent un moyen de formuler de nouvelles pistes pour l'améliorer.

L'estimation indirecte se limite à l'approche transversale. Pour passer à l'approche longitudinale, nous avons considéré les indices obtenus comme indices d'entrée dans les tables de Ledermann. Pour les ramener aux générations correspondantes, nous avons considéré la date à laquelle les indices se rapportent. Dans le graphique n° 2.19 suivant, l'évolution de l'espérance de vie à la naissance dans les générations (année centrale d'un groupe de génération) pour le Congo, le Gabon et la RCA, est favorable pour les générations plus jeunes, sauf que les niveaux de l'espérance de vie à la naissance sont au dessus de ce qu'ils peuvent être réellement.



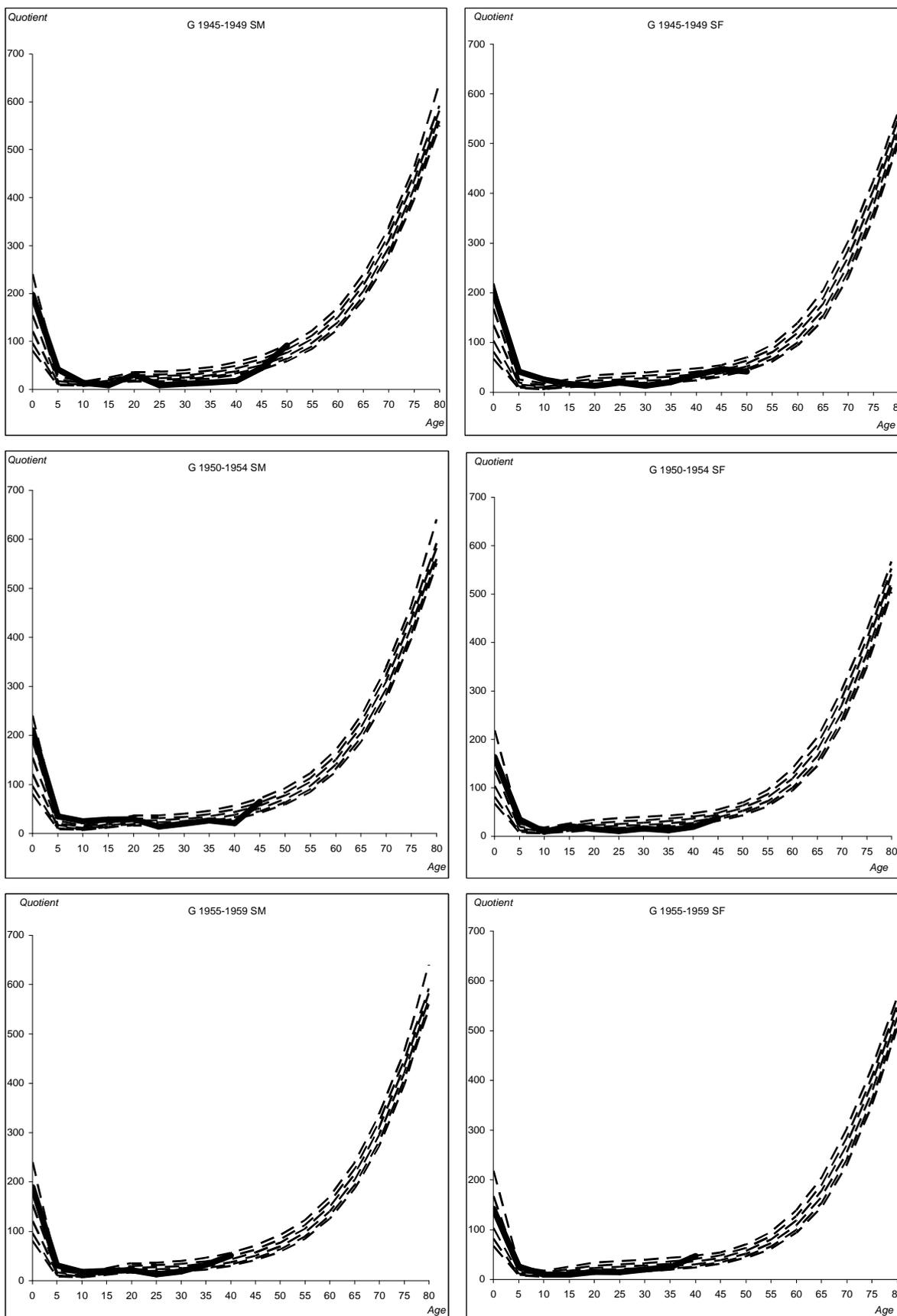
Graphique n° 2.19 : Evolution de l'espérance de vie à la naissance dans les générations (année centrale d'un groupe de générations) estimée d'après les tables types de Ledermann et les indices d'entrée 1q0, 5q0 et 15q0 obtenus par estimation indirecte. Congo, Gabon et RCA.

Il est impensable que les personnes dans les années 1950 ou 1960 aient des espérances de vie à la naissance supérieures à 50 ans (voir les cas du Congo et du Gabon, graphique n° 2.19). Les générations gabonaises de la fin des années 80 frôlent les 70 ans d'espérance de vie à la naissance, ce qui est inimaginable. De même pour les générations congolaises de 15 ou 20 ans plus jeunes, une espérance de vie à la naissance largement au dessus de 50 ans est impensable.

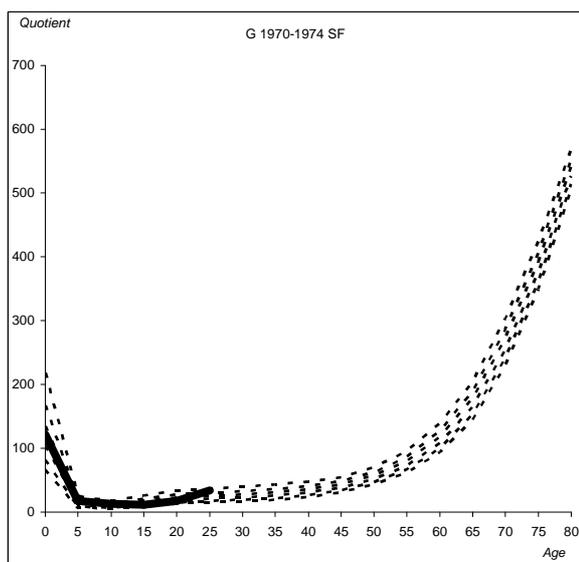
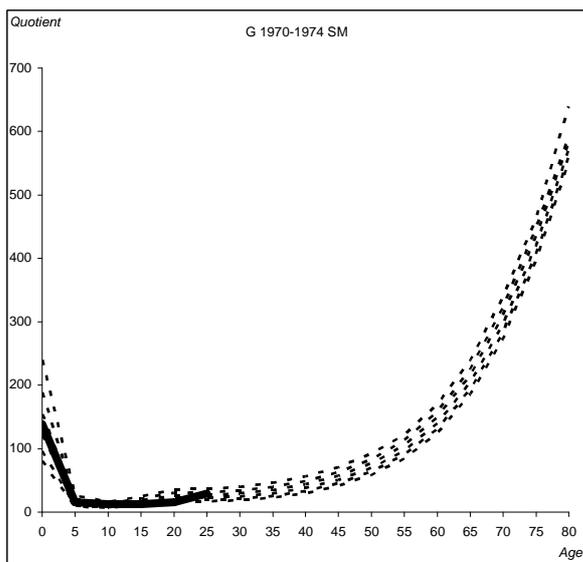
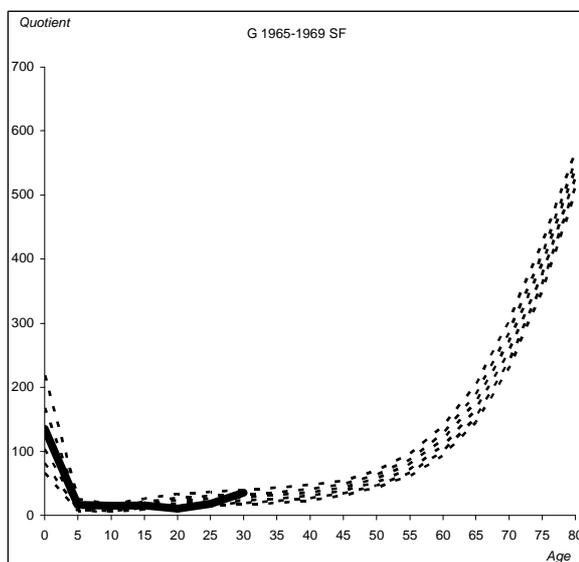
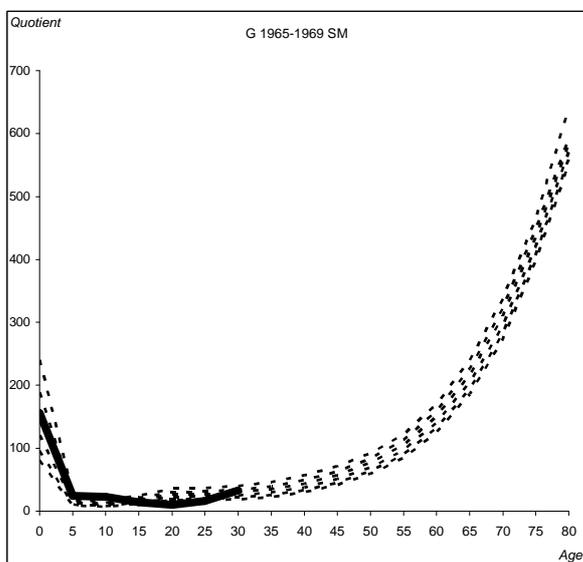
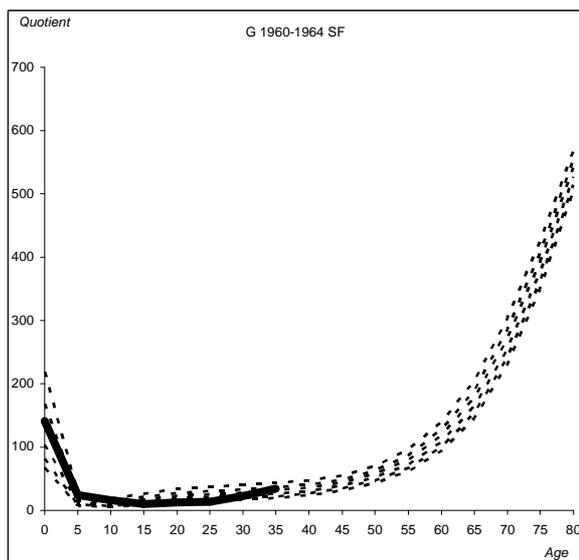
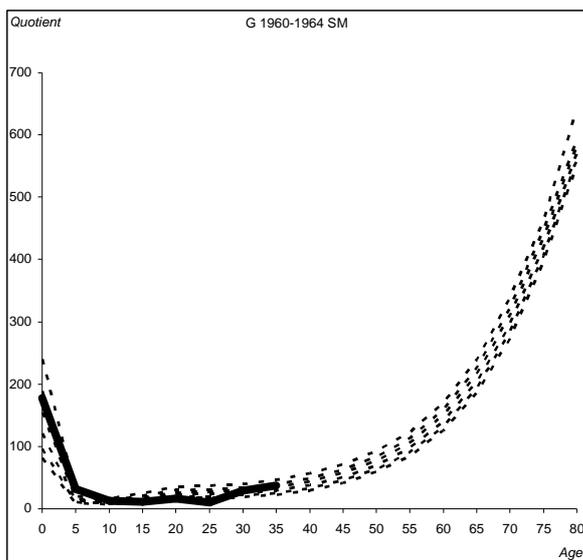
Comme les indices de l'estimation indirecte sont sujets à caution, nous avons également considéré les quotients de mortalité estimés par les décès des frères et sœurs des

EDS. Dans un premier temps nous avons voulu vérifier si les tables (partielles) estimées s'ajustent parfaitement à celles de Ledermann (graphique n° 2.20).

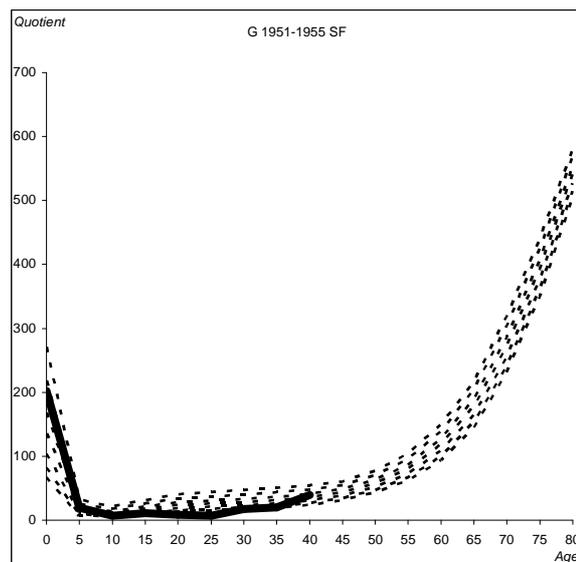
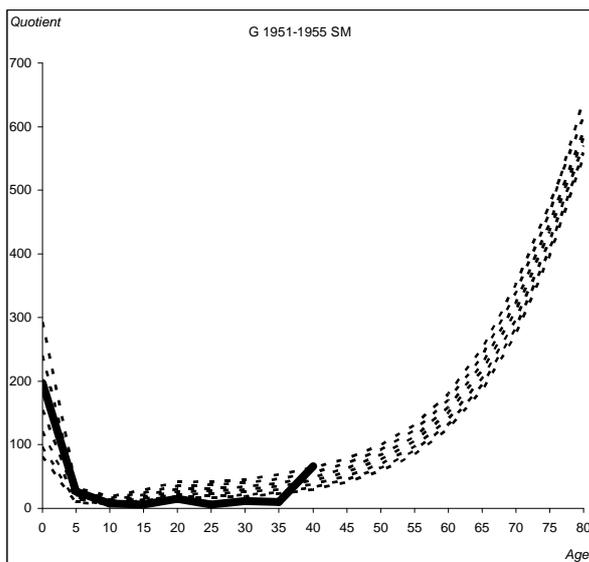
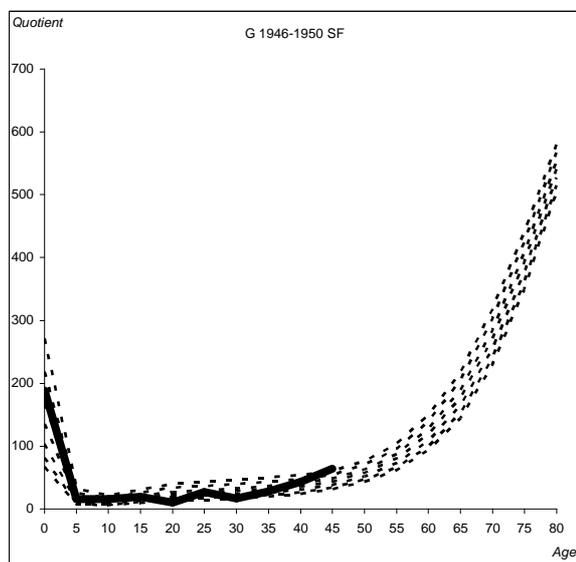
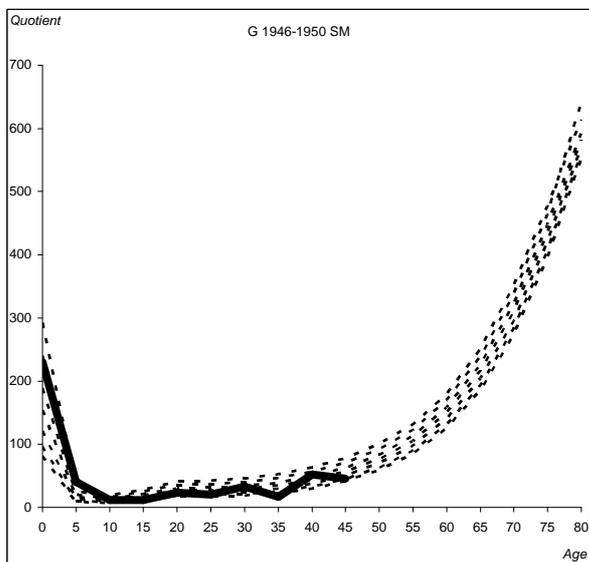
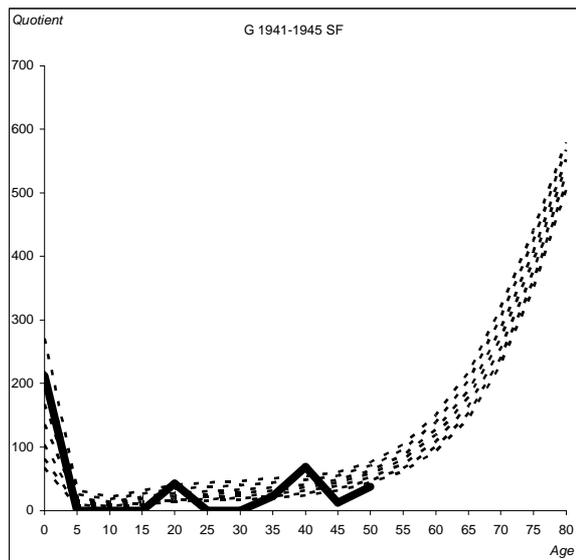
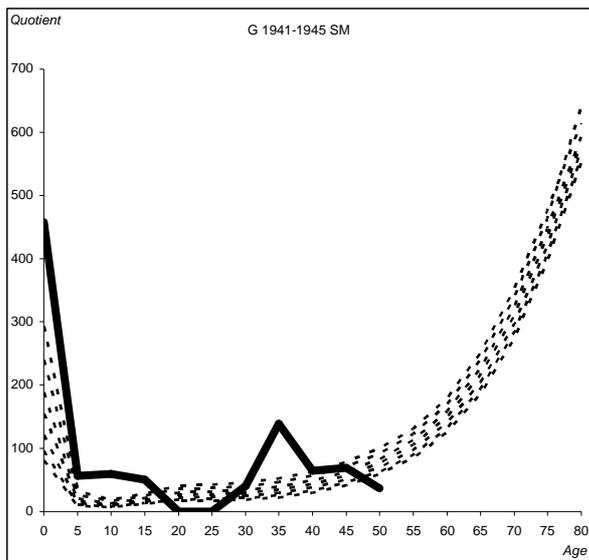
Cameroun EDS 2004



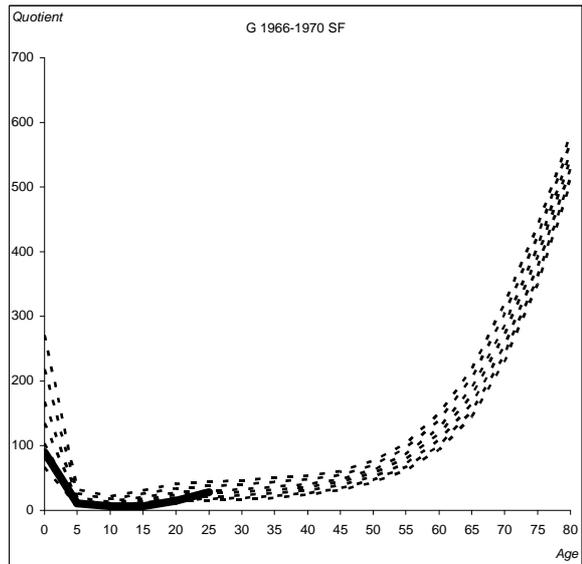
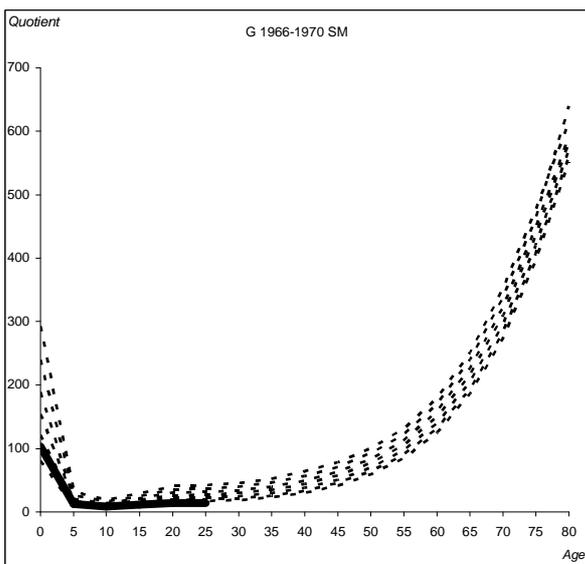
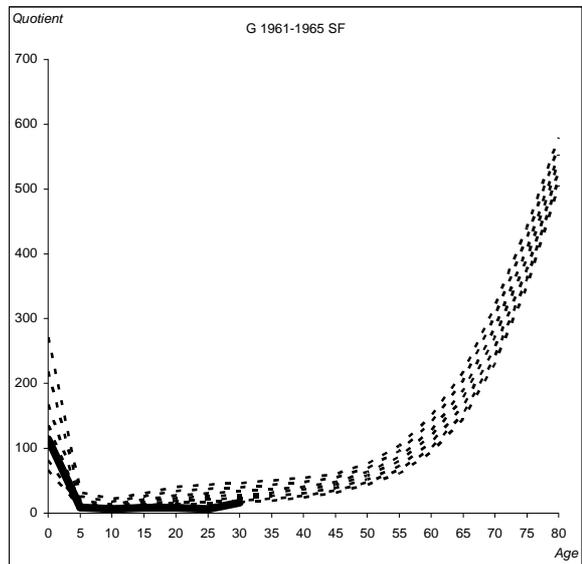
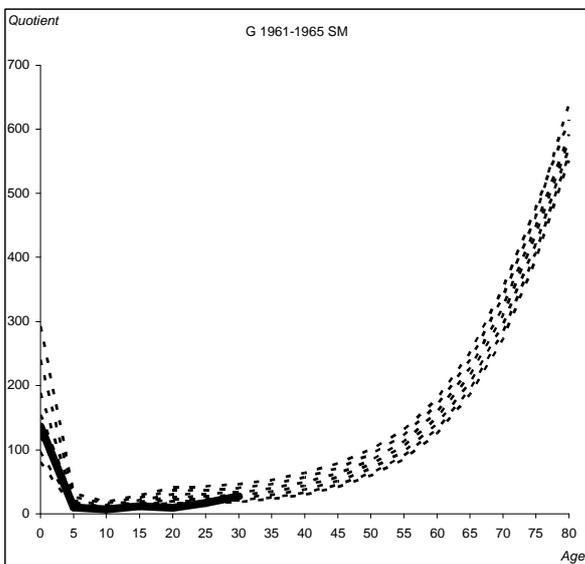
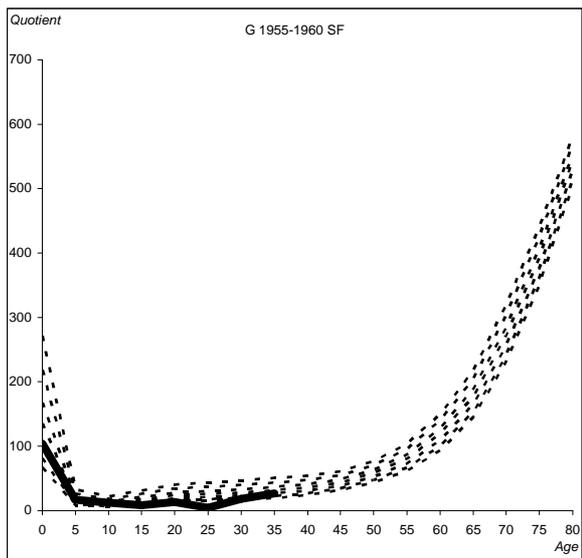
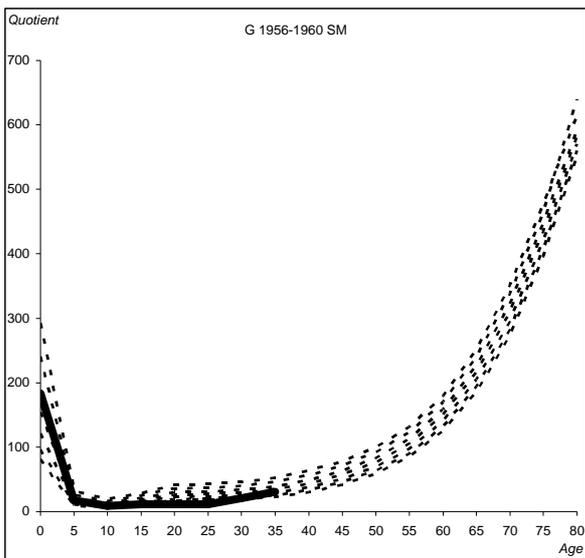
Cameroun EDS 2004 suite



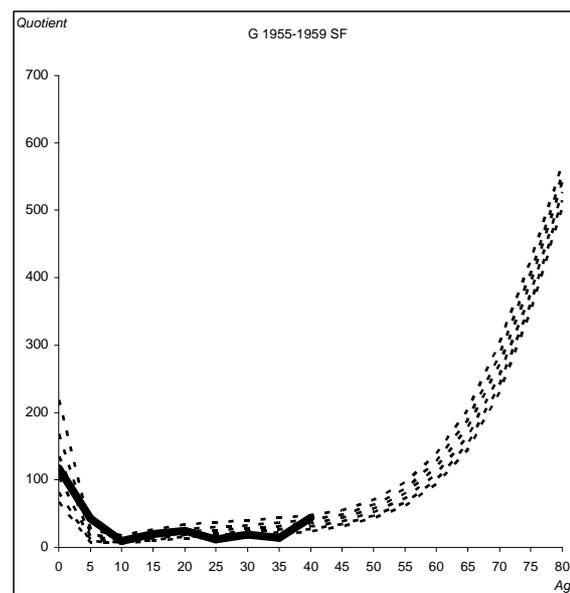
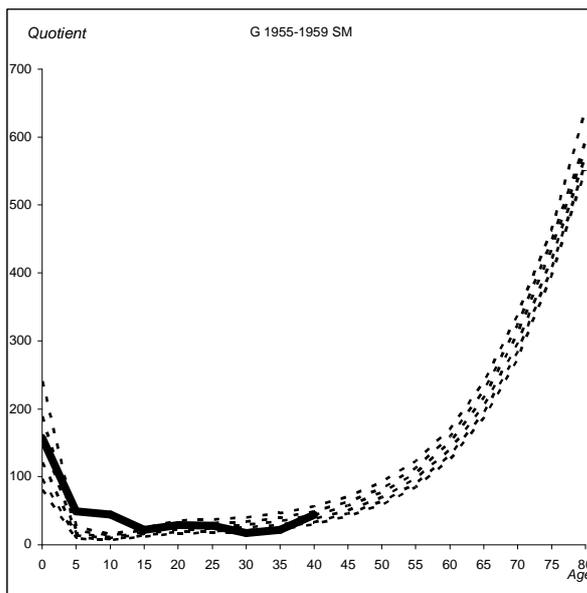
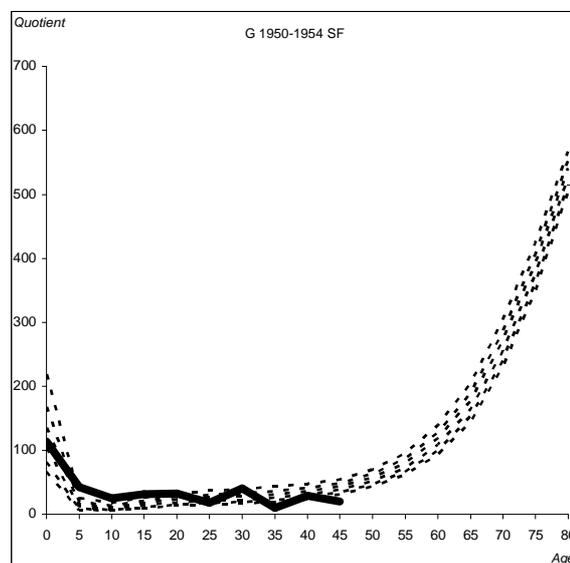
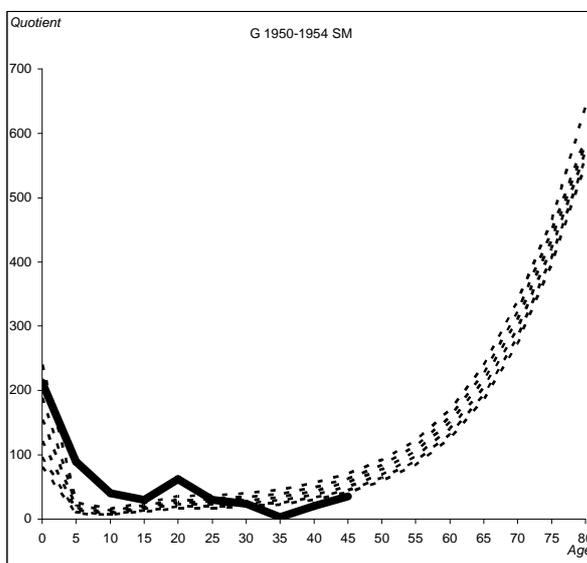
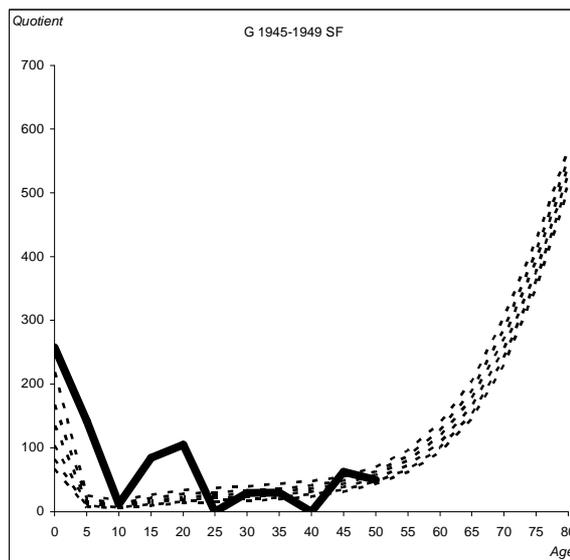
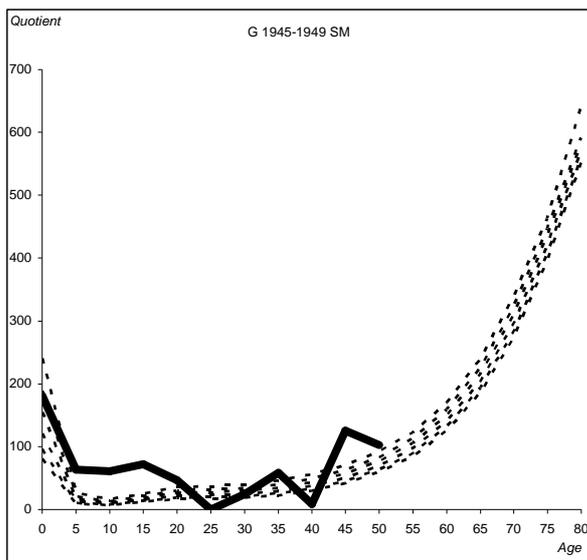
Gabon EDS 2000



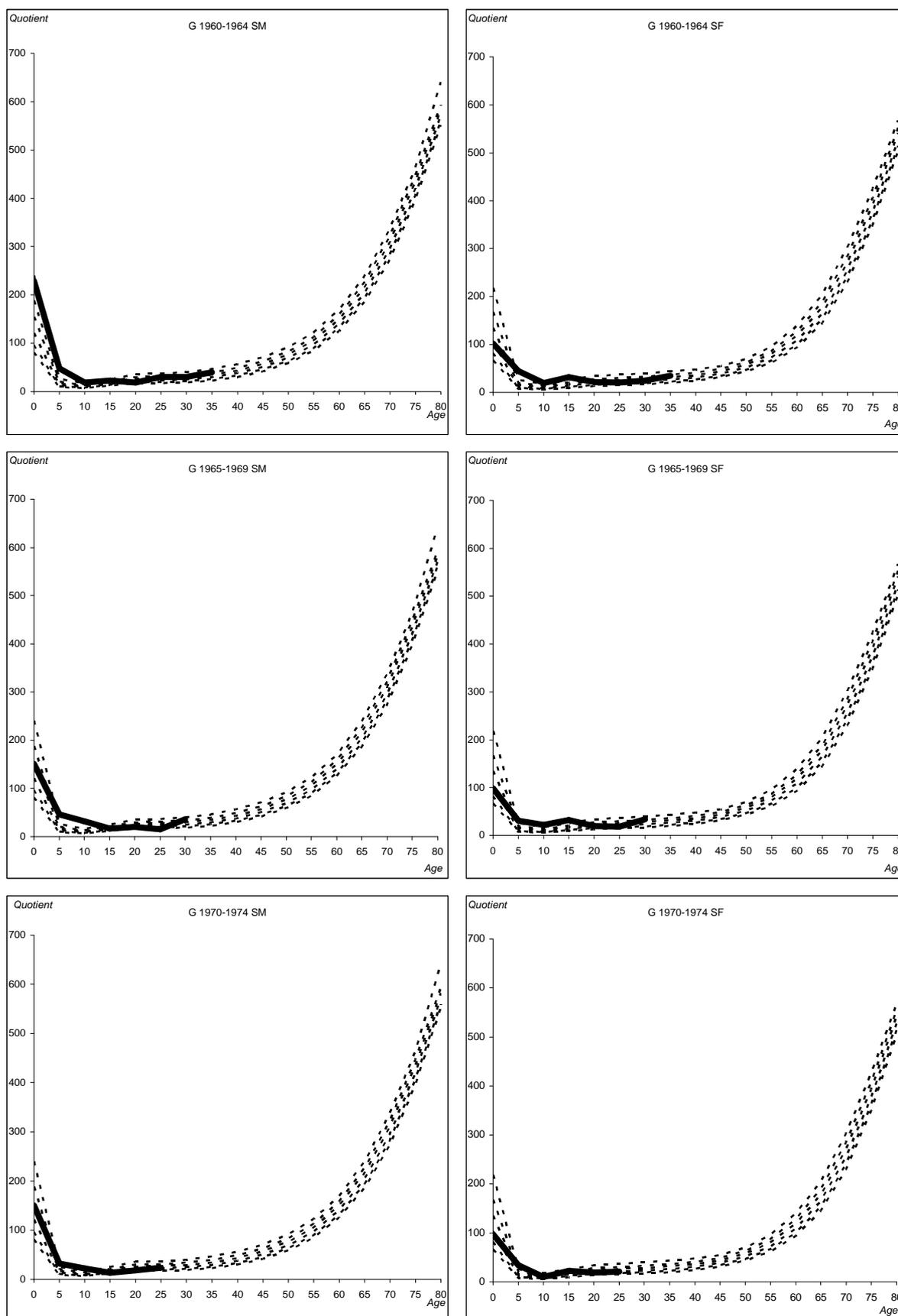
Gabon EDS 2000 suite.



Tchad EDS 2004



Tchad EDS 2004 suite.

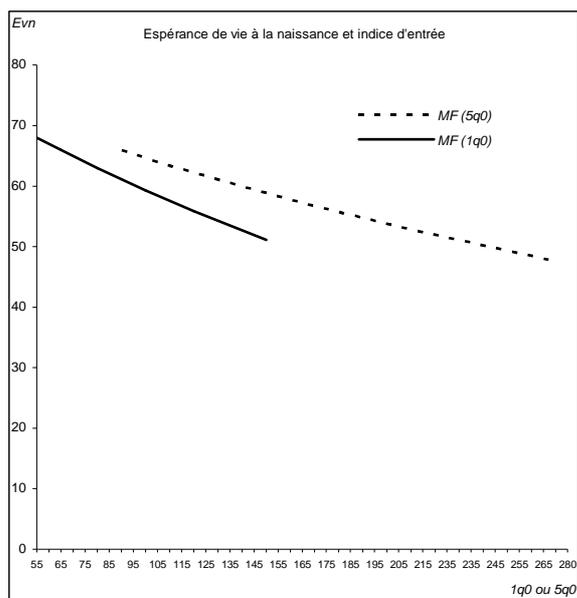


Graphique n° 2.20 : Quotients de mortalité selon les groupes de générations et les sexes comparés au réseau 102 de Ledermann. Cameroun (EDS 2004), Gabon (EDS 2000) et Tchad (EDS 2004).

Par la suite nous avons considéré l'éventail des espérances de vie à la naissance que l'on obtient par les tables types, compte tenu que les tables estimées correspondent assez

bien aux tables choisies comme référence. Deux réseaux ont été utilisés comme, le réseau 102, dont l'entrée se fait par le quotient $1q_0$, comme abaque, et le réseau 101 dont l'indice d'entrée est $5q_0$. La mortalité observée s'ajuste bien avec les tables types, comme le montre le graphique n° 2.20. Quelque soit le pays et l'EDS, les générations anciennes présentent quelques désaccords. Les jeunes générations ont des profils de mortalité très proches de ceux des tables types.

En terme d'espérance de vie à la naissance, nous avons donc utilisé le réseau 101 avec les $5q_0$ comme entrée. L'évolution de ces quotients au graphique n° 2.14 correspond à celle de l'espérance de vie à la naissance. Les valeurs du $5q_0$ sont inversement corrélées aux valeurs de l'espérance de vie à la naissance (voir graphique n° 2.21).



Graphique n° 2.21 : Espérance de vie à la naissance en fonction des quotients $1q_0$ et $5q_0$ comme indices d'entrée dans les réseaux 101 et 102 de Ledermann.

Les pays dont le quotient $5q_0$ augmente dans les générations, comme le Cameroun (à partir des générations 1985) et le Tchad (à partir des générations 1970 et 1975) vont enregistrer une baisse des espérances de vie à la naissance dans ces générations. A l'inverse, le quotient $5q_0$ diminue de façon constante depuis les générations 40 au Gabon, ce qui devrait se traduire par une augmentation de l'espérance de vie à la naissance. Dans l'ensemble, l'espérance de vie à la naissance est minorée par des valeurs légèrement supérieures à 50, mais ne dépassent pas encore 65 ans. Aujourd'hui, seul le Gabon peut se prévaloir d'une espérance de vie à la naissance supérieure à 60 ans.

Sous-conclusion

En l'absence des événements et des populations, l'estimation indirecte a été faite par la survie des enfants et la survie des parents, au prix des hypothèses très contraignantes et des incertitudes sur la période à laquelle se rapportent les indices. Néanmoins, les indices obtenus, surtout ceux concernant la survie des enfants, contribuent à montrer le caractère sous estimateur ou sur estimateur des sources utilisées. S'agissant du Congo, par exemple, nous avons vu que les quotients $1q_0$ et $5q_0$ obtenus par les recensements étaient très faibles et l'estimation indirecte est venue le confirmer. A l'inverse, le cas de la RCA a montré que l'estimation indirecte avait gonflé artificiellement la mortalité, alors que l'estimation directe par les sources traditionnelles a montré le contraire. Pour le Gabon et le Tchad les indices de

l'estimation indirecte s'insèrent bien dans la trajectoire des indices des sources traditionnelles. Mais dans tous les cas, la confrontation avec les indices des EDS a montré que l'estimation indirecte surestime la mortalité. Il y a une présomption de bonne qualité des données des EDS qui placent les résultats issus de leur utilisation au dessus de ceux des autres sources.

L'estimation indirecte de la mortalité par la survie des parents est plus incertaine quant à la période de rattachement des indices, car on ne sait pas à quelle date remontent exactement les décès des parents dont la survie est déclarée lors des opérations de collecte. Pour cette raison, les résultats de l'estimation indirecte par la survie des parents ont servi comme préalable à l'estimation des tables de mortalité par la méthode des logits de Brass. En supposant que les quotients obtenus se rapportent à l'année de collecte (1987 pour le Cameroun et 1988 pour la RCA), la fonction logit sous estimerait la mortalité féminine camerounaise, alors qu'elle semble en accord avec la mortalité féminine centrafricaine jusqu'à 40 ans environ, excepté la pointe entre 20 et 30 ans.

Tout le problème de l'estimation indirecte réside dans ses contraintes sur le temps et les modalités attachés aux caractères des événements ou des populations. Cela est surtout vrai pour la mortalité adulte dont les méthodes d'estimation indirecte s'appliquent plus facilement pour la population féminine. En effet, ces méthodes sont étroitement liées à la fécondité et la collecte est conçue exclusivement pour connaître la fécondité féminine. Par ailleurs, on ne peut qu'utiliser l'approche transversale. L'une des possibilités d'appliquer l'approche longitudinale est l'utilisation des quotients $1q_0$, $5q_0$ ou $15q_0$ comme indices d'entrée dans les réseaux 101, 102 ou 103 de Ledermann. Nous avons alors comparé les espérances de vie à la naissance avec celles des données des EDS sur la mortalité des frères et sœurs. En ramenant les quotients estimés par la survie des enfants à leur période, ils deviennent des indices d'entrée des générations concernées par ladite période. Les niveaux des espérances de vie à la naissance reflètent les indices utilisés comme entrée. Les espérances de vie à la naissance issues des indices d'entrée de l'estimation indirecte, en moyenne plus élevées que celles des indices des EDS, sont au-dessus des vrais niveaux supposés pour ces pays.

VUE D'ENSEMBLE ET CONCLUSION SUR LA DEUXIEME PARTIE

L'étude de la mortalité a montré le chemin qui reste à parcourir par la collecte pour atteindre les objectifs de l'analyse démographique. La collecte par les sources traditionnelles permet de mener une analyse transversale avec la possibilité de construire une table de mortalité par transformation des taux en quotients. En faisant l'hypothèse d'une population stationnaire, on obtient les premiers renseignements sur la qualité des données, grâce aux espérances de vie à la naissance obtenues. Le recensement camerounais de 1987 a montré quelques signes encourageants dans ce domaine avec une espérance de vie à la naissance plutôt proche de la réalité, contrairement aux deux recensements du Congo et au recensement centrafricain de 1988 l'ayant surestimé. Mais le plus intéressant c'est la comparaison des résultats en fonction des sources qui a montré la meilleure situation des enquêtes classiques qui s'en tirent mieux en ayant fourni des espérances de vie à la naissance de la décennie 60 quelque peu vraisemblable. L'étude séparée de la mortalité des enfants et de la mortalité des adultes est encore plus édifiante quant à la stratification des sources avec une supériorité des EDS pour la bonne qualité relative de leurs données. De plus, grâce à leurs capacités de rétrospection, il est possible d'envisager l'évolution de la mortalité infanto-juvénile sur une période d'au moins 30 ans. Du même coup, il est possible de répartir les pays en fonction du niveau et des tendances de la mortalité infanto-juvénile. Deux pays, la RCA et le Tchad ont encore une mortalité infantile très élevée, supérieure à 100 ‰. Le Cameroun et le Congo ont chacun une mortalité infantile qui oscille entre 80 et 100 ‰. Le Gabon est le pays ayant le quotient de mortalité infantile le plus faible aux environs de 60 ‰. En termes de tendance, sur les périodes observées, la mortalité infantile baisse en RCA et augmente au Congo. Elle évolue de façon stable pour le Gabon sur la période observée, mais en passant par un minimum à la fin des années 80, avant de repartir la hausse et se fixer en 1999 au niveau du début des années 80. Le Cameroun a connu une baisse de la mortalité infantile jusqu'au début des années 90, avant de reprendre le chemin de la hausse sans toutefois atteindre le niveau des années 80. Au Tchad également la mortalité infantile a baissé, mais avec une faible intensité, jusqu'au milieu des années 90. Depuis, elle a tendance à augmenter sans toutefois, là aussi, atteindre le niveau des années 70. Ces évolutions de la mortalité infantile, qui sont superposables à celles de la mortalité juvénile, reflètent le niveau de l'espérance de vie à la naissance.

La richesse relative des EDS permet de faire une comparaison de la qualité des données sur les décès des frères et sœurs et des enfants déclarés par les enquêtées. Pour les trois pays pour lesquels cela est possible, le Cameroun, le Gabon et le Tchad, la différence de source de décès n'est apparue qu'au Tchad. Dans les deux autres pays, il y a globalement accord des deux sources de décès. Cette comparaison a confirmé la bonne évolution de la mortalité juvénile gabonaise, mais également la dégradation depuis les années 80 au Cameroun.

En vue de compléter notre démarche, nous avons procédé à l'estimation indirecte par la survie des enfants et celle des parents. Sur le plan méthodologique, cette démarche requiert des hypothèses plus contraignantes et pas mal d'approximations sur la période à laquelle s'attache les indices estimés. L'estimation indirecte ne peut pas se faire sans passer par les réseaux des tables types, cela accroît davantage les incertitudes. Il n'empêche qu'une telle démarche peut s'avérer utile dans la mesure où elle permet tantôt de s'assurer que les données sont loin d'être mauvaises, tantôt de révéler les limites des données. On a pu voir que les quotients $1q_0$ et $5q_0$ du Congo obtenus par les recensements étaient sous estimés, alors que l'utilisation de la survie des enfants aurait conduit à les augmenter. Dans le cas de la RCA, par contre, les indices obtenus surestiment largement la mortalité. La comparaison avec les EDS fait apparaître finalement que, bons ou mauvais, les indices de l'estimation indirecte sont au dessus de ceux de l'estimation directe par les EDS.

Les informations sur la survie des parents sont plus délicates à utiliser du fait des contraintes imposées par la famille des méthodes, la proportion des orphelins ou la fonction logit, inspirées par Brass. L'estimation des quotients de mortalité à partir de 25 ans et leur comparaison avec l'estimation directe par l'EDS semble satisfaisante pour le Cameroun. Le cas du Congo est intéressant car là aussi, la méthode de substitution permet de « corriger » la mortalité aux grands âges sous estimée par l'estimation directe (recensement de 1974). Cependant, il existe des doutes sur la date à laquelle se rapportent les quotients nq_{25} (avec n supérieur ou égale à 10).

La mortalité des enfants et la mortalité des adultes ont été associées par le biais de la fonction logit, mais la table de mortalité estimée ne concerne que la population féminine. La table obtenue sous estime la mortalité au Cameroun en comparaison avec l'estimation directe (recensement de 1987 et EDS 2004 ramenée à l'année 1987). Les résultats de la RCA (recensement de 1988), quelque que soit l'estimation, ne sont pas significativement différents. La double difficulté d'affecter les indices à une période précise et d'estimer la mortalité masculine fait de l'estimation indirecte une pourvoyeuse des indices d'entrée dans les réseaux de tables types. En termes de résultats, la comparaison des espérances de vie à la naissance provenant des tables types de Ledermann, en considérant les indices de la mortalité infanto-juvénile de l'estimation indirecte comme des indices de générations, avec les tables estimées par les décès des frères et sœurs des EDS montre la sous estimation de la mortalité des quotients de l'estimation indirecte.

L'estimation directe est plus avantageuse que l'estimation indirecte à la connaissance de la mortalité grâce à la manne que représentent les décès des frères et sœurs et des enfants des EDS. Mais la conception de la collecte par les EDS ne permet pas de faire une analyse plus complète. La constitution des échantillons de femmes en âge de procréer empêche d'estimer une table de mortalité plus complète. Il importe donc d'encourager la collecte des données sur la survie des enfants et des parents en y apportant des correctifs qui permettent d'établir des bases de comparaison efficace selon les sources et les approches.

Derrière l'évolution de la mortalité, mais aussi celle de la fécondité, se cachent des lois qui déterminent la dynamique des populations. De ces lois, des modèles ont été imaginés pour comprendre comment s'imbriquent les phénomènes démographiques. Grâce à certaines régularités observées dans l'évolution des variables démographiques, on peut estimer un phénomène démographique en l'absence de données. De même, on peut se servir du modèle pour corriger les données observées jugées distordues.

Nous allons aborder les aspects liés à la dynamique des populations grâce aux modèles de population.

TROISIEME PARTIE

*COHERENCE INTERNE DES PHENOMENES DEMOGRAPHIQUES DANS UNE
POPULATION OBSERVEE A DIFFERENTES DATES. DYNAMIQUE ET MODELE DES
POPULATIONS*

L'effectif d'une population observée à une date donnée est le résultat de l'action conjuguée des phénomènes démographiques. Il est également un concentré de l'histoire des générations composant cette population. En d'autres termes, cet effectif est la résultante des lois de nuptialité, de fécondité, de mortalité et des mouvements migratoires.

Une étude démographique peut se fixer comme ambition de décrypter l'interaction de ces phénomènes. D'où l'intérêt de connaître et de comprendre l'action de chaque phénomène sur la population. Or la connaissance de l'action des phénomènes démographiques nous ramène à la case départ, c'est à dire à la collecte des données, qui est le préalable à toute étude démographique. Au delà de la collecte, il faut que ces données aient la capacité de relever les défis de l'analyse démographique. Défis qui se résument à quantifier et à expliquer.

Dans ce contexte, la modélisation, sans se départir de son rôle traditionnel de représentation simplifiée en vue de comprendre une réalité complexe, peut aider à l'estimation des indices impossibles à obtenir par l'observation.

Compte tenu que la réalité démographique est complexe, l'analyse démographique à elle seule ne suffit plus, la modélisation prend le relai après l'observation et l'analyse. *Dans la causalité interne, un phénomène démographique actuel résulte des phénomènes démographiques antérieurs ; on peut aussi bien dire en partant du phénomène antérieur, que le phénomène actuel est dans les perspectives du phénomène antérieur. Or les perspectives sont des modèles, puisqu'elles donnent l'évolution de la population sous certaines conditions de fécondité, mortalité et migrations. Ainsi les modèles apparaissent comme la troisième opération de la démographie après l'observation et l'analyse, entre celle-ci et la recherche, éventuelle, des causes externes...*²⁹

La construction d'un modèle est fondée sur une théorie de base, qui définit les relations entre les différentes variables du modèle. Pour s'assurer que les relations ont un sens, on procède à un ensemble de tests à base des données de l'observation. On peut dire qu'un modèle est fondé sur deux dimensions : une dimension théorique et une dimension empirique.

La démographie se sert des modèles pour mettre en évidence les rapports entre phénomènes ou variables démographiques, causalité interne, entre variables démographiques et variables économiques ou sociales, causalité externe³⁰.

Notre propos se focalise sur les modèles de la famille des populations malthusiennes. Ils ont ceci de particulier : au delà de la représentation et de l'explication, ils contribuent à l'estimation des indices inaccessibles directement par les données des pays étudiés. La schématisation des relations entre phénomènes permet de connaître les lois qui déterminent leur évolution passée. La mise en lumière des associations entre la nuptialité, la fécondité, la mortalité et les mouvements migratoires aide à envisager des pistes pour l'évolution démographique future. Les deux chapitres de cette partie traiteront de ces aspects. Le premier est consacré à la contribution des modèles de populations malthusiennes à la connaissance des phénomènes démographiques. Le deuxième chapitre traite de l'utilisation des connaissances passées et présentes pour se projeter dans le futur.

²⁹ Henry L., 1984, *Démographie. Analyse et modèles*, Paris : INED, p. 225.

³⁰ Même référence que la note 27 ci-dessus.

Chapitre 1 La contribution des modèles de populations malthusiennes à la connaissance des phénomènes démographiques

Le modèle des populations malthusiennes³¹ est un modèle général qui sert de base à la définition d'autres populations. Ce modèle est lui-même un cas particulier du modèle qui définit les relations fondamentales de la dynamique des populations. La famille des populations malthusiennes englobe les populations stationnaires, les populations stables, semi-stables et quasi-stables.

La population malthusienne au sens de Lotka est une population à mortalité et composition par âge invariables³². La population considérée est fermée, c'est à dire qu'elle est localisée dans un territoire sans échange avec l'extérieur.

La définition de la population malthusienne est le point de départ en vue d'explicitier les caractéristiques des populations malthusiennes.

De façon générale, nous partons des populations malthusiennes ou exponentielles pour dériver vers les autres types de population que nous venons de citer. Nous allons d'abord présenter le cadre général des modèles de population puis nous nous attarderons sur les populations stables, semi-stables et quasi-stables. L'application aux pays étudiés est faite par le modèle de populations semi-stables.

Section 1 Cadre général d'étude des populations malthusiennes

Dire que la population malthusienne est une population sans échange avec l'extérieur, et dans laquelle la composition par âge et la mortalité sont invariables, est gratuit. Il faut éclaircir cette proposition. Notamment en examinant la façon dont se combinent les indices de la fécondité, de la mortalité et la structure par âge pour établir les propriétés des populations malthusiennes, en partant du général aux cas particuliers que sont la population exponentielle et la population stationnaire.

Paragraphe 1 Les propriétés fondamentales des populations malthusiennes

Les modèles des populations sont généralement abordés selon un mode d'analyse en temps continu. L'utilisation abondante de l'outil mathématique explique ce choix, mais cela n'empêche pas de raisonner aussi en temps discret.

Revenons aux deux conditions définissant les populations malthusiennes. Si la mortalité est invariable alors les quotients de mortalité par âge ne varient pas d'une année sur l'autre. Il en est de même des probabilités de survie selon l'âge.

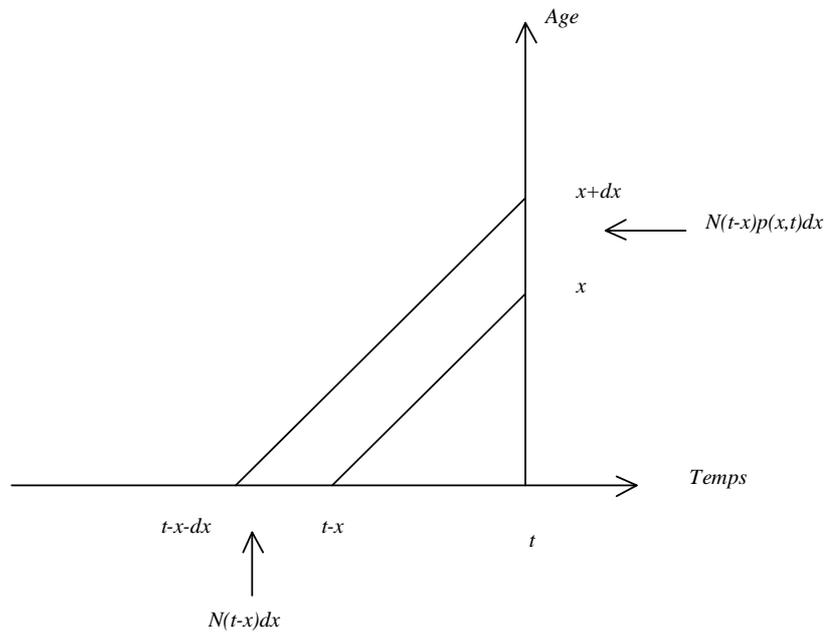
Tout au long de ce paragraphe nous allons utiliser les variables habituelles et certaines expressions de la démographie mathématique : l'âge, le temps, l'effectif de la population, la densité instantanée des naissances, les taux de natalité, de mortalité et d'accroissement, l'espérance de vie, la probabilité de survie et la densité de la population par âge³³.

³¹ Définition citée par Jean Bourgeois-Pichat, 1994, « Dynamique des populations. Populations stables, semi-stables, quasi-stables », Travaux et documents, Cahier n° 133. Paris : INED-PUF, p. 88 (296 p.)

³² La population malthusienne au sens où on l'entend ici est à distinguer d'une population qui pratique la limitation et la régulation volontaire des naissances.

³³ Amegandjin Jean, 1989, La démographie mathématique, Paris : Economica, 265 p. (coll. Esa)

Exprimons l'effectif de la population d'âge x à la date t .



Graphique n° 3.1 : Diagramme de Lexis d'une génération à la date t

L'effectif de la population d'âge x à la date t , $P(x,t)$, est constitué des survivants nés il y a $(t-x)$ années, au nombre de $N(t-x)dx$. A la date t l'effectif de cette génération est de $N(t-x)p(x,t)dx$, avec $p(x,t)$ la probabilité de survie de la naissance à l'âge x .

$$\text{La proportion de la population d'âge } x \text{ à la date } t \text{ est : } C(x,t) = \frac{P(x,t)}{P(t)} \quad (29)$$

Où $P(t)$ est l'effectif de la population totale à la date t . Remplaçons $P(x,t)$ par son expression $N(t-x)p(x,t)dx$ dans (29).

$$C(x,t) = \frac{N(t-x)p(x,t)}{P(t)} \quad (30)$$

$N(t-x)p(x,t)dx$ est l'effectif d'âge x à l'instant t . Son intégrale définie de 0 à w donne l'effectif de la population totale. 0 et w sont respectivement les âges minimum et maximum de la vie.

$$P(t) = \int_0^w N(t-x)p(x,t)dx \quad (31)$$

En remplaçant $P(t)$ par sa valeur dans (30), nous avons :

$$C(x,t) = \frac{N(t-x)p(x,t)}{\int_0^w N(t-x)p(x,t)dx} \quad (32)$$

L'effectif de la population totale varie selon un taux d'accroissement r qui est fonction de la variable temps. $r(t)$ est donc le taux d'accroissement instantané de la population.

Si on considère la variation de la population totale entre t et $t+dt$, la population à l'instant $t+dt$ est égale à $P(t+dt)$. La variation relative de la population entre t et $t+dt$ est : $\frac{P(t+dt) - P(t)}{P(t)}$. Le taux instantané d'accroissement de la population est obtenu par le passage à la limite. D'où son expression :

$$r(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t+dt) - P(t)}{dtP(t)} = \frac{dP(t)}{P(t)dt} \quad (33)$$

De (33) on peut tirer l'équation différentielle suivante :

$$r(\alpha) = \frac{dP(\alpha)}{P(\alpha)d(\alpha)} \Leftrightarrow r(\alpha)d(\alpha) = \frac{dP(\alpha)}{P(\alpha)} \quad (34)$$

En intégrant les deux membres de (34) de 0 à t on a :

$\int_0^t \frac{dP(\alpha)}{P(\alpha)} d\alpha = \int_0^t r(\alpha) d\alpha \Leftrightarrow \int_0^t \frac{P'(\alpha)}{P(\alpha)} d\alpha = \int_0^t r(\alpha) d\alpha$ en remarquant que $\frac{P'(\alpha)}{P(\alpha)}$ est la dérivée de $\ln P(\alpha)$.

$$\int_0^t [\ln P(\alpha)]' = \int_0^t r(\alpha) d\alpha$$

$$\ln P(t) - \ln P(0) = \int_0^t r(\alpha) d\alpha$$

$$\ln \frac{P(t)}{P(0)} = \int_0^t r(\alpha) d\alpha \quad (35) ;$$

En prenant l'exponentielle des deux membres de l'équation (35), on a :

$$P(t) = P(0)e^{\int_0^t r(\alpha) d\alpha} \quad (36)$$

Si $r(t)=r$, donc r est une constante, la relation (36) devient :

$$P(t) = P(0)e^{r[\alpha]_0^t} = P(0)e^{rt} \quad (37).$$

Lorsque l'effectif de la population totale varie selon la relation (37), nous sommes en présence d'une population exponentielle variant à taux constant r .

Utilisons à présent le taux instantané de variation des naissances pour exprimer la relation (37). Les naissances $N(t)$ deviennent $N(t+\Delta t)$ à l'instant $t+dt$. La variation relative entre t et $t+dt$ est : $\frac{N(t+\Delta t) - N(t)}{N(t)}$. Le taux instantané de variation des naissances est obtenu par le passage à la limite.

$$\tau(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{N(t + \Delta t) - N(t)}{\Delta t N(t)} = \frac{dN(t)}{N(t) dt} \quad (38)$$

En suivant la même démarche que pour l'expression de l'effectif de la population totale, on obtient :

$$N(t) = N(0)e^{\pi} \quad (39)$$

Par ailleurs, nous savons d'après (31) que : $P(t) = \int_0^w N(t-x)p(x,t)dx$. On peut remplacer $N(t-x)$ dans (31) par l'expression (39) :

$$N(t-x) = N(0)e^{\tau(t-x)} \quad (40)$$

(31) devient :

$$P(t) = \int_0^w N(0)e^{\tau(t-x)} p(x,t)dx = e^{\pi} \int_0^w N(0)e^{-\tau x} p(x,t)dx \quad (41)$$

L'expression qui est sous l'intégrale du deuxième membre de la relation (41) est la formule de l'effectif de la population d'âge x à l'instant t . $N(0)e^{-\tau x} p(x,t)$ est le produit des naissances, du taux de croissance de ces naissances et de la probabilité de survie de la naissance à l'âge x . D'où l'expression de $P(t)$:

$$P(t) = P(0)e^{\pi} \quad (42)$$

Dans une population malthusienne, la population croît au même taux que les naissances. Donc $r(t) = \tau(t) = r, \forall t$.

La population malthusienne est définie par une mortalité invariable. A chaque instant, la table de mortalité est constante. Les quotients de mortalité et les probabilités de survie sont également constants. $p(x,t) = p(x)$ quelque soit t .

La composition par âge est elle aussi invariable. La part de la population d'âge x dans la population totale ne varie pas quelque soit t . Soit $K(x,t)$ l'effectif de la population d'âge x .

$$C(x,t) = \frac{K(x,t)}{P(t)} \quad (43) ;$$

Si on remplace $K(x,t)$ par son équivalent $N(t-x)p(x,t)$, (43) devient :

$$C(x,t) = \frac{N(t-x)p(x)}{P(t)} \quad (44)$$

D'autre part, on sait que $N(t-x) = N(0)e^{\tau(t-x)}$ et $P(t) = e^{\pi} \int_0^w N(0)e^{-\tau x} p(x)dx$ d'après (41). En remplaçant $N(t-x)$ et $P(t)$ par leurs expressions dans (44), nous avons :

$$C(x,t) = \frac{N(0)e^{\tau(t-x)}p(x)}{e^{\tau} \int_0^w N(0)e^{-\tau x} p(x) dx} \Leftrightarrow C(x,t) = \frac{e^{-\tau x}}{\int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx} \quad (45)$$

On voit bien que dans la relation (45) $C(x,t)$ ne dépend pas de t , donc $C(x,t)=C(x)$ quelque soit t .

Exprimons à présent les taux bruts de natalité et de mortalité. Le taux brut de natalité à l'instant t , $n(t)$, est égal au rapport des naissances $N(t)$ et la population totale $P(t)$, à l'instant t .

$$n(t) = \frac{N(t)}{P(t)} \quad (46)$$

Après remplacement de $N(t)$ et $P(t)$ par leurs valeurs respectives dans (39) et (41), $n(t)$ devient :

$$n(t) = \frac{N(0)e^{\tau t}}{e^{\tau} \int_0^w N(0)e^{-\tau x} p(x) dx} \Leftrightarrow n(t) = \frac{N(0)e^{\tau t}}{e^{\tau} N(0) \int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx}$$

$$n(t) = \frac{1}{\int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx} \quad (47)$$

Le deuxième membre de la relation (47) est indépendant de t , alors $n(t)=n$, quelque soit t .

Passons au taux brut de mortalité à l'instant t . C'est le rapport entre les décès $D(t)$ et la population $P(t)$, à l'instant t .

$$m(t) = \frac{D(t)}{P(t)} \quad (48)$$

Or $D(t)$ est la somme des personnes nées $t-x$ années qui n'ont pas survécu à l'instant t .

$$D(t) = \int_0^w N(t-x)[1-p(x)]dx \quad (49)$$

Nous connaissons déjà l'expression de $P(t)$. Il ne reste qu'à remplacer $P(t)$ et (49) dans (48).

$$m(t) = \frac{\int_0^w N(t-x)[1-p(x)]dx}{N(t) \int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx} \Leftrightarrow m(t) = \frac{\int_0^w N(0)e^{\tau(t-x)}[1-p(x)]dx}{N(t) \int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx}$$

$$\Leftrightarrow m(t) = \frac{N(0)e^{\tau} \int_0^w e^{-\tau x} [1 - p(x)] dx}{N(t) \int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx} \Leftrightarrow m(t) = \frac{\int_0^w e^{-\tau x} [1 - p(x)] dx}{\int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx}$$

En définitive, $m(t)$ est égal :

$$m(t) = \frac{\int_0^w e^{-\tau x} dx}{\int_0^w e^{-\tau x} p(x) dx} - 1 \quad (50)$$

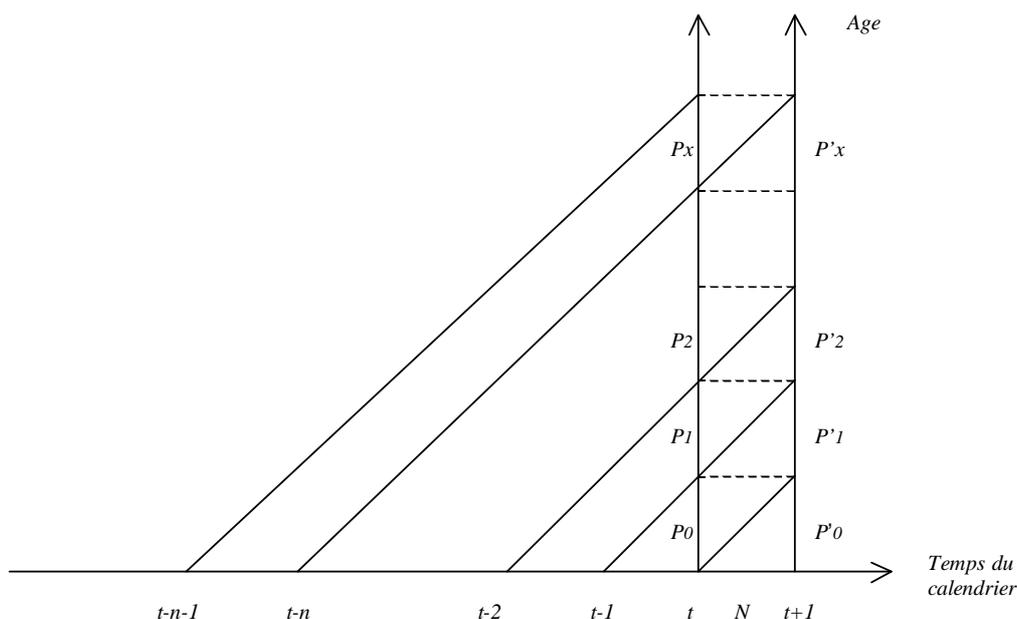
$m(t)$ ne dépend pas de t . D'où $m(t)=m$, quelque soit t .

Le taux de croissance de la population à l'instant t est la différence entre les taux bruts de natalité et de mortalité à l'instant t . Ce taux est lui même constant.

Nous avons établi que les naissances s'accroissent à un taux constant τ qui est égal au taux d'accroissement de la population r . Si on applique un taux brut de mortalité constant à la population qui varie à un taux fixe, les décès qui en découlent varieront eux aussi au même taux que la population.

Récapitulons ce que nous venons d'établir. Une population malthusienne est une population à composition par âge et mortalité invariables. Le taux d'accroissement de cette population est fixe. Les taux d'accroissement des décès et des naissances sont constants et égaux au taux de variation de la population. Enfin, les taux bruts de natalité et de mortalité sont constants.

Pour être complet, reprenons ce que nous venons de faire, mais cette fois-ci, en raisonnement discret.



Graphique n° 3.2 : Diagramme de Lexis d'une population observée à deux dates : le 1^{er} janvier des années t et $t+1$.

Considérons deux années consécutives t et $t+1$.

Soit P_x l'effectif d'âge x au 1^{er} janvier t ,

N le nombre de naissances de l'année t ,

k_x le quotient perspectif de mortalité à l'âge x dans l'année t ,

k_N le quotient de mortalité de la naissance, dans l'année t , au 1^{er} janvier $t+1$,

Z_x la probabilité de survie au 1^{er} janvier qui suit le $x^{\text{ème}}$ anniversaire, dans la table de mortalité de l'année t ,

r le taux annuel d'accroissement de l'année t ,

$P'_x, N', k'_x, k'_N, Z'_x, r'$ sont les mêmes quantités pour l'année $t+1$.

Si la population croît au taux fixe r , alors $P(t+1)$ la population totale l'année $t+1$ est le produit de la population à l'année t , $P(t)$, par le facteur $1+r$.

$$\text{Soit } P(t+1) = (1+r)P(t) \quad (51);$$

La population qui a 0 an révolu au 1^{er} janvier t est composée des survivants des naissances survenues entre le 1^{er} janvier et le 31 décembre $t-1$;

$$P_0 = \frac{N}{(1+r)} \times \frac{Z_0}{(1-k_N)} \quad (52).$$

Nous avons montré que les naissances varient au même taux que la population totale dans une population malthusienne. De plus, dans cette population la mortalité est constante.

$1-k_N$ est la probabilité de survie entre la naissance et le 31 décembre de l'année de naissance, donc $1-k_N = S_0$.

$$P_0 \text{ s'écrit : } \frac{N}{(1+r)} \times \frac{Z_0}{S_0}$$

$$P_1 = \frac{N}{(1+r)^2} \times \frac{Z_1}{S_0}$$

$$P_2 = \frac{N}{(1+r)^3} \times \frac{Z_2}{S_0}$$

–

–

–

$$P_{x-1} = \frac{N}{(1+r)^x} \times \frac{Z_{x-1}}{S_0}$$

$$P_x = \frac{N}{(1+r)^{x+1}} \times \frac{Z_x}{S_0}$$

Parallèlement,

$$P_0' = N \frac{Z_0}{S_0}$$

$$P_1' = \frac{N}{(1+r)} \times \frac{Z_1}{S_0}$$

$$P_2' = \frac{N}{(1+r)^2} \times \frac{Z_2}{S_0}$$

–

–

–

$$P_{x-1}' = \frac{N}{(1+r)^{x-1}} \times \frac{Z_{x-1}}{S_0}$$

$$P_x' = \frac{N}{(1+r)^x} \times \frac{Z_x}{S_0}$$

Comparons les effectifs par âge de deux années consécutives.

$$\frac{P_0'}{P_0} = \frac{N \frac{Z_0}{S_0}}{\frac{N}{(1+r)} \frac{Z_0}{S_0}} \Leftrightarrow N \frac{Z_0}{S_0} \times \frac{(1+r)S_0}{NZ_0} = (1+r)$$

$$\frac{P_0'}{P_0} = (1+r)$$

$$\frac{P_1'}{P_1} = \frac{\frac{N}{(1+r)} \times \frac{Z_1}{S_0}}{\frac{N}{(1+r)^2} \times \frac{Z_1}{S_0}} = \frac{NZ_1}{(1+r)S_0} \times \frac{(1+r)^2 S_0}{NZ_1} = (1+r)$$

$$\frac{P_2'}{P_2} = \frac{\frac{N}{(1+r)^2} \times \frac{Z_2}{S_0}}{\frac{N}{(1+r)^3} \times \frac{Z_2}{S_0}} = \frac{NZ_2}{(1+r)^2 S_0} \times \frac{(1+r)^3 S_0}{NZ_2} = (1+r)$$

—
—
—

$$\frac{P_x'}{P_x} = \frac{\frac{N}{(1+r)^x} \times \frac{Z_x}{S_0}}{\frac{N}{(1+r)^{x+1}} \times \frac{Z_x}{S_0}} = \frac{NZ_x}{(1+r)^x S_0} \times \frac{(1+r)^{x+1} S_0}{NZ_x} = (1+r)$$

A âge égal, la population au 1^{er} janvier $t+1$ croît au rythme $(1+r)$. Comme la population par âge varie au même rythme, il en sera de même de la population totale. D'où le poids relatif de la population de chaque âge est le même quelque soit l'année.

Le taux brut de natalité $n(t)$ de l'année t est : $n(t) = \frac{N(t)}{P(t)}$;

En $t+1$ il est : $n(t+1) = \frac{N(t+1)}{P(t+1)} = \frac{(1+r)N(t)}{(1+r)P(t)} = \frac{N(t)}{P(t)}$

$n(t) = n(t+1) = n$, quelque soit t . Le taux brut de natalité est constant.

S'agissant de la mortalité, les quotients de mortalité par âge ne changent pas d'une année à l'autre. Si on applique ces quotients à la population d'une année, nous obtenons les décès. Comme la population sur laquelle est appliquée ces quotients varie à un taux fixe, les décès eux-mêmes varient à un taux fixe. Ce taux est le même pour la population, les naissances et les décès.

Paragraphe 2 Les cas particuliers des populations malthusiennes

Il existe deux cas particuliers : la population exponentielle et la population stationnaire.

2.1 La population exponentielle

Une population exponentielle est une population qui varie à taux constant d'année en année.

A l'instant t , $P(t) = P(0)e^{rt}$

Où $P(t)$ est l'effectif de la population totale à la date t ;

$P(0)$ est l'effectif de la population à la date 0 ;
 r est le taux d'accroissement.

On ne fait aucune hypothèse sur les fonctions de mortalité et de fécondité.

2.2 La population stationnaire

C'est un modèle de population qui se fonde sur deux hypothèses : les naissances annuelles et la table de mortalité sont constantes.

En s'inspirant de l'évolution des naissances annuelles dans une population malthusienne on établit simplement l'égalité entre les naissances, quelque soit l'année considérée.

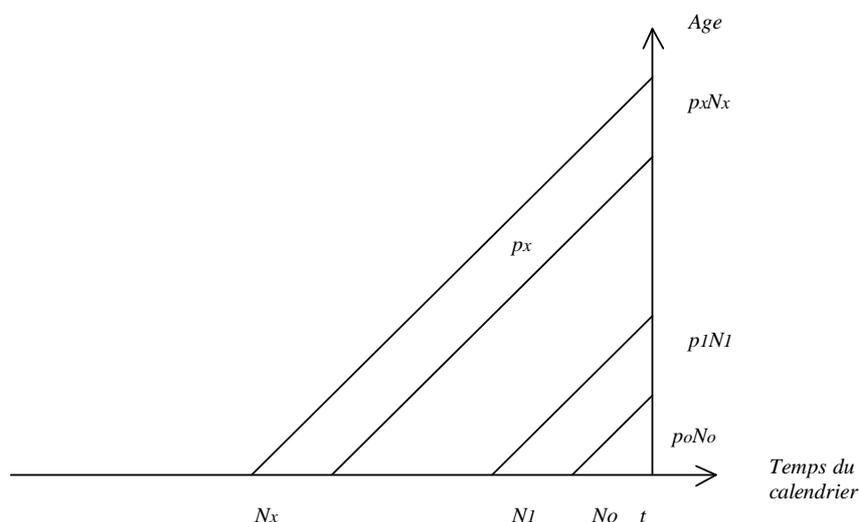
$$N(t-1) = N(t) = N, \text{ quelque soit } t.$$

$$N(t-1) = \frac{N}{(1+r)} \Leftrightarrow N(t-1)(1+r) = N ;$$

$$(1+r) = 1 \Leftrightarrow r = 0.$$

La première conclusion est que le taux de croissance r d'une population stationnaire est nul. Comme r est la différence entre les taux bruts de natalité et de mortalité, alors ces deux taux sont égaux.

A partir d'un diagramme de Lexis nous allons déterminer les grandeurs d'une population stationnaire.



Graphique n° 3.3 : Diagramme de Lexis des générations constitutives de l'effectif de la population à la date t .

Soit N_x les naissances de la population d'âge x à la date t , et p_x la probabilité de survie de la naissance à l'âge x . L'effectif de la population totale à la date t est égale à :

$$P(t) = \sum_0^w p_x N_x \quad (53).$$

Les naissances sont constantes, donc $N_x=N$ et la relation (53) devient :

$$P(t) = N \sum_0^w p_x \quad (54).$$

La probabilité de survie de la naissance à l'âge x , p_x est estimée par : $\frac{S_x + S_{x+1}}{2S_0}$

L'espérance de vie à la naissance est obtenue de la façon suivante :

$$\sum_0^w p_x = \frac{1}{S_0} \left[\frac{S_0}{2} + S_1 + S_2 + \dots \right] = e_0 \quad (55) ;$$

$$P(t) = Ne_0 \quad (56).$$

L'effectif d'une population stationnaire ne dépend pas de t . Il est constant et égal au produit des naissances par l'espérance de vie à la naissance.

Cette propriété peut également être établie lorsque l'on considère le temps comme une variable continue. Les hypothèses de base sont exprimées de la manière suivante : à chaque instant t , les naissances $N(t)$ sont constantes et égales à N ; $P(x,t)=p(x)$, à chaque instant la probabilité de survie de la naissance à l'âge x est la même, quelque soit x .

$$P(t) = N \int_0^w p(x) dx = Ne_0 ; e_0 = \int_0^w p(x) dx \text{ est l'espérance de vie à la naissance.}$$

$$\text{Le taux brut de natalité à l'instant } t \text{ est : } n(t) = \frac{N(t)}{P(t)} ;$$

$$\text{Comme } N(t)=N \text{ et } P(t)=P, \text{ alors } n(t) = \frac{N}{P} = n$$

Le taux brut de natalité, à l'instant t , d'une population stationnaire est constant. Il en est de même du taux brut de mortalité $m(t)$.

$$m(t) = \frac{D(t)}{P(t)} \Leftrightarrow m(t) = \frac{D(t)}{P} ; \text{ or } m(t)=n(t)=n .$$

$$m(t) = n = \frac{D(t)}{P} \Leftrightarrow D(t) = nP .$$

Si on applique un taux constant à une population constante, le nombre de décès sera constant. D'où : $D(t) = nP = D$;

$$n = \frac{N}{P} = m = \frac{D}{P} ;$$

$$n = \frac{N}{Ne_0} = \frac{1}{e_0} = m.$$

Les taux bruts de mortalité et de natalité d'une population stationnaire sont égaux entre eux. Leur valeur commune est égale à l'inverse de l'espérance de vie à la naissance.

Revenons à l'expression (56) dont la formule est : $P = Ne_0$. Dans la réalité on ne trouve presque pas de population stationnaire d'un point de vue strictement démographique. Mais, ce modèle peut s'appliquer à certains phénomènes non démographiques. Il s'agit notamment des phénomènes que vivrait une population, en l'alimentant constamment. L'effectif de cette population est déterminé par le nombre de nouveaux entrants, qui ne varie pas, et la durée moyenne de séjour dans ladite population.

Un dernier cas particulier des populations malthusiennes est la population stable. De cette dernière dérive deux autres modèles de populations : les populations semi-stables et quasi-stables. Ils constituent un substitut intéressant pour estimer les paramètres démographiques manquant d'une population dont les statistiques présentent des défauts.

Section2 L'application des modèles de population aux pays étudiés

La présentation des populations malthusiennes que nous venons de faire a montré que la population stable est difficilement observable. En effet, l'état stable requiert un délai qui peut être très long avant son apparition. En revanche, il est plus réaliste d'envisager l'existence des populations semi-stables voire quasi-stables. Ces deux modèles reflètent assez bien la réalité. Les populations semi-stables semblent être encore plus près de la réalité des pays que nous étudions.

En ce qui concerne les indices à estimer, ils se rapportent bien souvent à la mortalité. Comme l'état civil fait défaut et que la collecte des données sur la mortalité par le recensement ou l'enquête est délicate, l'utilisation des modèles de population peut constituer une opportunité permettant de contourner cette difficulté.

Nous allons rappeler les différentes relations utilisées pour l'estimation des indices, avant de passer à l'estimation elle-même.

Paragraphe 1 Les relations fondamentales des populations semi-stables et leur application à base des statistiques imparfaites

Ces relations explicitent la façon dont se combinent les différentes grandeurs des phénomènes démographiques dans une population malthusienne. Grâce à ces différentes combinaisons, on peut déterminer les valeurs des indices inconnus.

Les populations semi-stables gardent les mêmes relations que les populations stables. A la seule différence que la fécondité, la mortalité et le taux d'accroissement varient et dépendent du temps, alors que la composition par âge reste invariable. Autrement dit la population vérifie les conditions d'une population stable à l'instant t .

1 1 Quelques relations fondamentales des populations semi-stables

Soit $K(x,t)$ la population d'âge x à l'instant t , la proportion de cette population $C(x,t)$ dans l'ensemble est :

$$C(x,t) = \frac{K(x,t)}{P(t)} ;$$

$K(x,t)$ est la population survivante née entre $t-x$ et $t-x-dx$. Elle est le produit des naissances de cette période et de la probabilité de survie à l'âge x , $K(x,t) = N(t-x)p(x,t)$.

$$\text{D'après la relation (30), } C(x,t) = \frac{N(t-x)p(x,t)}{P(t)} \Leftrightarrow C(x,t) = \frac{N(0)e^{r(t-x)}p(x,t)}{P(t)}$$

$$\frac{N(t)}{P(t)} = n(t) = n, \text{ selon (46).}$$

En remplaçant $P(t)$ par l'expression $N(t)/n$, $C(x)$ devient : $C(x,t) = ne^{-rx}p(x,t) = C(x)$. Comme la composition par âge est fixe, $C(x)$ ne dépend pas de t .

Exprimons la dérivée de $C(x)$ par rapport à x .

$$C'(x) = -nre^{-rx}p(x,t) + ne^{-rx}p'(x,t) ; \text{ puis divisons } C'(x) \text{ par } C(x).$$

$$\begin{aligned} \text{Nous aurons : } \frac{C'(x)}{C(x)} &= \frac{-nre^{-rx}p(x,t) + ne^{-rx}p'(x,t)}{ne^{-rx}p(x,t)} \\ &\Leftrightarrow \frac{C'(x)}{C(x)} = -r + \frac{p'(x,t)}{p(x,t)} \quad (57). \end{aligned}$$

Dans la relation (57) le taux r dépend du temps, donc $r=r(t)$. On sait d'autre part que $\frac{p'(x,t)}{p(x,t)}$ est l'opposé de la force de mortalité $\mu(x,t)$.

$$\mu(x,t) = -\frac{p'(x,t)}{p(x,t)} ;$$

L'égalité (57) devient : $\frac{C'(x)}{C(x)} = -r(t) - \mu(x,t)$ (58) qui est une forme particulière de l'équation fondamentale de la dynamique des populations³⁴.

Pour que l'état stable soit atteint sans délai, il faut que :

$$C(x) = n(t)e^{-r(t)x}p(x,t) ;$$

$$\frac{C'(x)}{C(x)} = -r(t) - \mu(x,t) ;$$

$$\text{Et pour la population féminine : } \int_{\alpha}^{\beta} e^{-r(t)x}p(x,t).f(x,t)dx = 1 .$$

³⁴ Cf. Bourgeois-Pichat, 1994, op. cit.

$n(t)$ est constant car il est égal à $C(0)$. Rappelons que $n(t)$ est le taux brut de natalité. En effet, soit $C(x) = n(t)e^{-r(t)x} p(x,t) \Rightarrow C(0) = n(t)p(0,t)$; par définition $p(0,t)=1$, ce qui donne $C(0)=n(t)$ et $n(t)$ est constant. $C(0)$ est donc le taux brut de natalité.

A partir des conditions des populations semi-stables, nous allons considérer quelques relations incluant les variables disponibles à travers les données d'observation. Nous allons estimer les probabilités de survie à partir de la relation $C(x)=ne^{-rx}p(x,t)$.

$$C(x) = n(t)e^{-r(t)x} p(x,t) \Rightarrow p(x,t) = \frac{C(x)e^{r(t)x}}{n(t)}$$

A partir de la relation ci-dessus on peut également estimer la probabilité de survie en introduisant la composition par âge des décès $m(x,t)$. La proportion des décès comprise entre x et $x+dx$ est et est égale à $C(x)\mu(x,t)dx$, elle-même égale à $m(t)m(x,t)dx$ où $m(t)$ est le taux brut de mortalité. Soit l'égalité :

$$C(x)\mu(x,t)dx = m(t)m(x,t)dx .$$

On montre que la probabilité de survie de la naissance à l'âge x ou d'un âge quelconque $x_0 < x$ à l'âge x est égale à :

$$p(x,t) = \frac{\int_x^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha,t) d\alpha}{\int_0^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha,t) d\alpha} \quad (59)$$

Ou

$$\pi(x_0,t) = \frac{\int_x^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha,t) d\alpha}{\int_{x_0}^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha,t) d\alpha} \quad (60)$$

Nous verrons par la suite comment les utiliser pour estimer la mortalité. Mais avant cela, nous allons vérifier la semi-stabilité des populations des pays étudiés et la qualité des données.

1 2 Evolution de la structure par âge de la population et qualité des données

Un test simple permet de juger de la semi-stabilité de la structure de la population d'un pays. Il consiste en la comparaison des pourcentages des grands groupes d'âges de la population au fil du temps. Pour compléter ce test, il est intéressant d'examiner la qualité des données. Un seul indicateur sera utilisé : le rapport de masculinité. Nous allons le faire pour chaque pays dont nous disposons les données.

1 2 1 Structure par âge

La proportion des moins de 20 ans est supérieure aux proportions des 20-64 et 65 ans et plus, quelque soit le pays et l'année (cf. tableau n° 3.1), à deux exceptions près le Gabon (1960-1961) et la RCA (1959-1960) où les 20-64 ans sont majoritaires. Les moins de 20 ans et les plus de 65 ans augmentent, alors que les 20-64 ans diminuent. Pour deux pays, le Congo (1974 et 1984) et la RCA (entre 1975 et 1988), les 0-19 ans sont stables et les 20-64 ans presque stables, malgré une légère baisse intercensitaire. Seules les populations de ces deux

pays peuvent être considérées comme stables, en dépit du fait que les plus de 65 ans ne sont pas rigoureusement stables.

Tableau n°3.1 : Composition de la population (en %) par grands groupes d'âges selon le sexe, l'année de collecte et le pays.

Groupes d'âges	Cameroun						Congo					
	1976			1987			1974			1984		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
0-19 ans	54,82	51,37	53,06	58,09	54,52	56,28	57,22	53,07	56,01	57,28	54,82	56,02
20-64 ans	41,50	45,01	43,29	38,59	42,10	40,38	40,43	44,31	41,65	39,74	41,73	40,76
65 ans et plus	3,68	3,61	3,65	3,32	3,37	3,35	2,36	2,62	2,35	2,98	3,45	3,22
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100	100
	Gabon											
	1960-1961			1969-1970			1993					
0-19 ans	38,36	31,94	34,90	43,80	40,65	42,16	51,02	50,86	50,94			
20-64 ans	57,70	62,96	60,54	52,82	55,77	54,36	44,93	43,85	44,39			
65 ans et plus	3,94	5,09	4,56	3,38	3,58	3,49	4,05	5,29	4,68			
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100			
	RCA											
	1959-1960			1975			1988					
0-19 ans	48,56	42,52	45,41	55,58	51,09	53,27	54,74	52,45	53,57			
20-64 ans	50,29	56,65	53,61	42,19	47,02	44,67	42,22	44,76	43,51			
65 ans et plus	1,15	0,82	0,98	2,23	1,89	2,06	3,036	2,80	2,91			
Total	100	100	100	100	100	100	100	100	100			
	Tchad											
	1964			1993								
0-19 ans	56,39	48,59	52,29	59,95	56,11	57,97						
20-64 ans	41,21	49,25	45,43	36,49	40,67	38,64						
65 ans et plus	2,40	2,16	2,27	3,56	3,22	3,39						
Total	100	100	100	100	100	100						

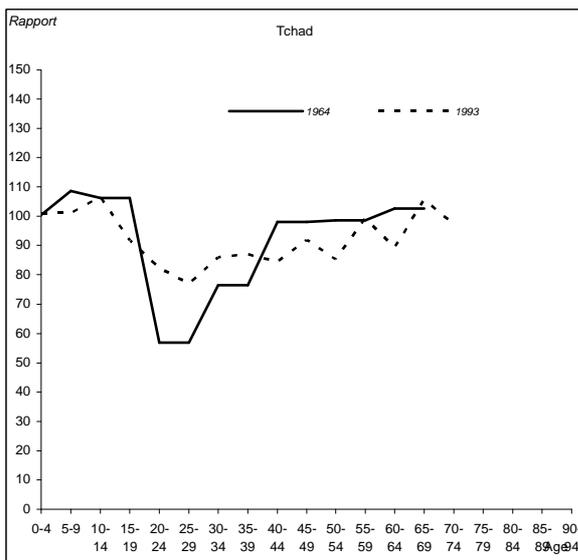
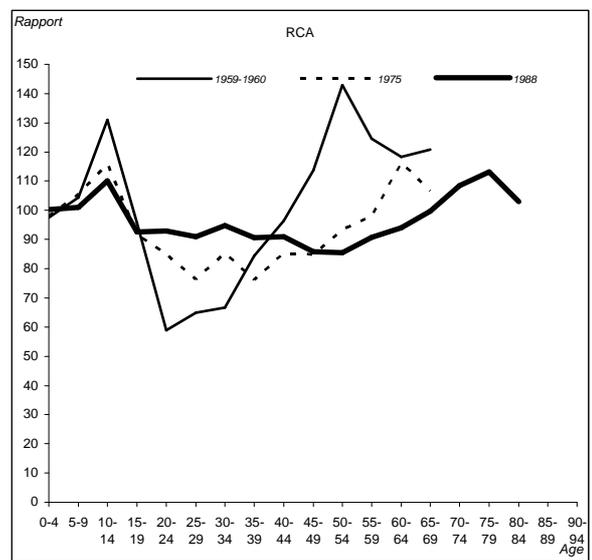
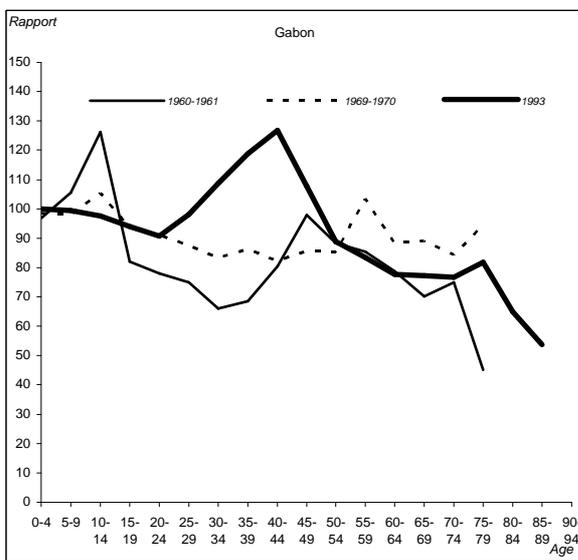
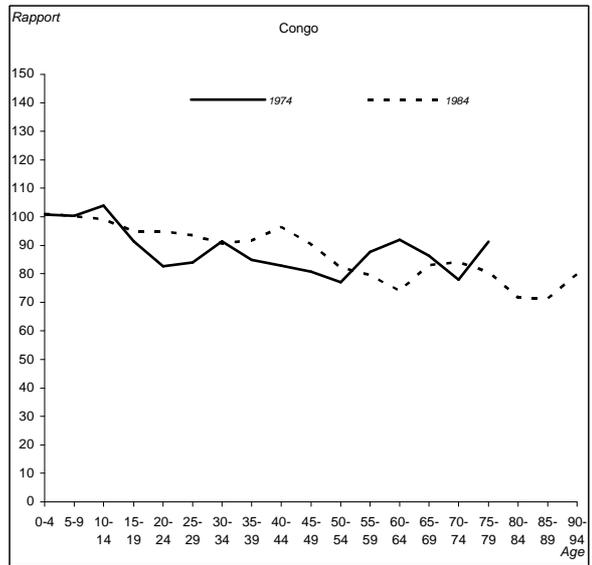
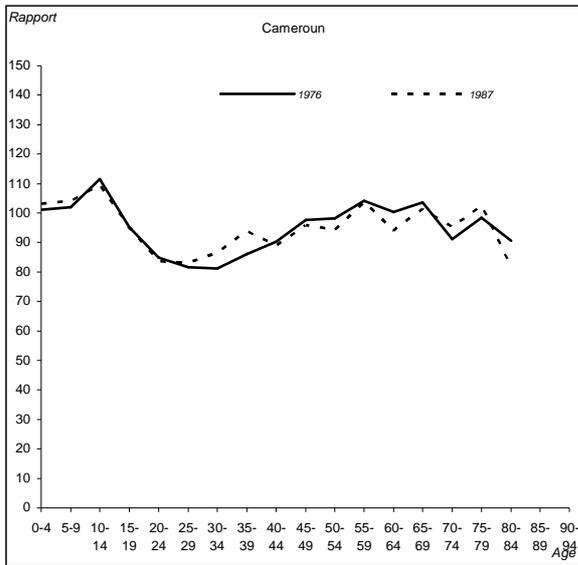
Source :
Les effectifs ayant permis de calculer les différentes proportions figurent aux tableaux 1D, 2D, 4D, 6D, 8D en annexe A III

Du fait de la mauvaise déclaration des âges, ces évolutions ne pourraient refléter que partiellement la réalité. Nous allons pour cette raison examiner également les rapports de masculinité.

1 2 2 Rapport de masculinité

Il existe d'autres instruments permettant de juger de la qualité d'une répartition par âge et sexe, en dehors du rapport de masculinité. Parmi les plus utilisés figurent la pyramide des âges, les rapports des effectifs par âge successifs, les indices de mesure d'attraction des âges. Cette liste n'est pas exhaustive, mais le rapport de masculinité est l'indicateur le plus simple à calculer et à interpréter.

Les courbes du graphique n° 3.4 représentant les rapports de masculinité par groupes d'âges expriment clairement les éléments énoncés par Henry, pouvant mettre en doute la qualité des données.



Graphique n° 3.4 : Rapports de masculinité (pour 100) selon l'âge, par pays.

Chaque fois que la courbe du rapport de masculinité par groupes d'âge de cinq années d'âge, calculée à partir des effectifs masculins et féminins recensés, montre au moins

une des particularités suivantes, énoncées dans l'ordre où elles se présentent quand l'âge augmente :

- masculinité nettement supérieure à 104 %, ou inférieure à 100 % dans le groupe 0-4 ans,
- pointe très marquée de la masculinité dans le groupe 10-14 ans,
- forme de S couché de la courbe entre 15 ans et la fin de la vie,
- dents

Il y a lieu de suspecter la qualité des données, soit pour la fraction de la population où ces particularités apparaissent, soit pour l'ensemble de la population³⁵.

Quelque soit le pays et pour la majorité des opérations de collecte, la pointe à 10-14 ans est bien visible, sauf peut être pour le Congo (1974), le Gabon (1993) et, dans une moindre mesure le Tchad (1964). Entre 15-19 ans et 50-54 ans, il y a un déficit des effectifs masculins souvent dû à la mortalité différentielle en faveur des femmes. A noter toutefois le recensement du Gabon de 1993 pour lequel la surmortalité des femmes est étonnante. Est-ce du fait des migrations ? Après 55 ans, les effectifs masculins semblent reprendre le dessus, mais cela est masqué par les erreurs de déclarations des âges se traduisant par la trajectoire en dents de scie.

Les éléments de la règle énoncée par Henry sont présents ici ou là, au gré des pays et des opérations de collecte. Globalement la qualité des données n'est pas bonne, si on en juge aux valeurs du rapport de masculinité. Du coup les évolutions des grands groupes d'âges constatées au sous paragraphe précédent doivent être considérées avec précaution. S'agissant de l'hypothèse de semi-stabilité, on peut exclure sans hésitation le Tchad ou le Gabon. Le Cameroun est supposé semi-stable malgré le manque de fondement d'une telle hypothèse. L'accent est mis sur les conséquences qui en résultent sur les estimations à venir.

Paragraphe 2 Estimation des indicateurs par les relations des populations semi-stables

En guise d'illustration, nous allons estimer les probabilités de survie, par la composition par âge des effectifs dans un premier temps, puis par l'utilisation des décès.

2 1 Estimation des probabilités de survie

Pour déterminer les probabilités de survie nous utilisons la relation (30), rappelée ci-dessous.

$$C(x) = n(t)e^{-r(t)x} p(x,t) \Rightarrow p(x,t) = \frac{C(x)e^{r(t)x}}{n(t)}$$

Il faut disposer pour cela des paramètres qui permettent d'appliquer la formule (30) tels que les taux bruts de natalité et de mortalité, les taux de variation (ou de croissance). Ces paramètres font l'objet du tableau n° 3.2 suivant.

De façon générale, la composition par âge $C(x)$ qui est calculée n'est pas correcte, à cause des erreurs de déclarations des âges. On constate généralement des omissions dans les effectifs ou des attractions des âges ronds. Au lieu d'avoir $C(x)$, qui est la part de la

³⁵ Henry Louis, 1948, « La masculinité par âge dans les recensements », *Population*, n° 1, pp. 93-114.

population d'âge x dans l'effectif total, nous avons en fait $kC(x)^{36}$, avec k un coefficient supérieur à 1. Si on peut déterminer k , on trouve alors la vraie valeur de $C(x)$.

Tableau n°3.2 : Effectifs, naissances, décès, taux brut de natalité et de mortalité, taux de croissance, selon l'année de collecte et le pays.

A Effectifs de la population, naissances et décès.										
Pays	Source de données et date de collecte	Population totale selon le sexe			Naissances selon le sexe			Décès selon le sexe		
		SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
Congo	Recensement du 07-02-1974	633999	685791	1319790	24771	23800	48571	4474	3760	8234
	Recensement du 22-12-1984 (Période intercensitaire : 10,86 ans)	929102	980146	1909248	30870	30316	61186	1540	1333	2873
Cameroun	Recensement Avril 1976	3491433	3640400	7131833	126610	125804	252414			
	Recensement du 14 au 28-avril 1987 (Période intercensitaire : 11 ans)	5841264	4728303	10569567	190328	193216	383544	59277	50463	109740
Gabon	Enquête et recensement de 1960-1961	204698	239568	444266	7863	7555	15418	7945	5196	13141
	Recensement de 1969-1970 (Période intercensitaire de 1960-1961 à 1969-1970 : 8,5 ans)	243333	264683	508016						
	Recensement du 1er au 31 juillet 1993 (Période intercensitaire de 1969-1970 à 1993 : 24 ans)	501784	513192	1014976	16908	16244	33152			
RCA	Recensement du 15 décembre 1975	986427	1070573	2057000	35151	33773	68924			
	Recensement du 08 au 22 décembre 1988* (Période intercensitaire : 13 ans)	1321216	1367210	2688426	56315	54107	110422	14260	12456	26716

B Taux bruts de natalité et de mortalité, taux de croissance										
Pays	Source de données et date de collecte	Taux brut de natalité (TBN)			Taux brut de mortalité (TBM)			Taux de croissance annuel TBN-TBM et selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$		
		SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
Congo	Recensement du 07-02-1974	0,0391	0,0347	0,0368	0,0071	0,0055	0,0062	0,0320	0,0292	0,0306
	Recensement du 22-12-1984 (Période intercensitaire : 10,86 ans)	0,0332	0,0309	0,0320	0,0017	0,0014	0,0015	0,0316	0,0296	0,0305
	Taux de croissance (selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$)							0,0348	0,0325	0,0336
Cameroun	Recensement Avril 1976	0,0363	0,0346	0,0354						
	Recensement du 14 au 28-avril 1987 (Période intercensitaire : 11 ans)	0,0326	0,0409	0,0363	0,010148	0,0106725	0,01038	0,0224	0,0302	0,0259
	Taux de croissance (selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$)							0,0458	0,0236	0,0353
Gabon	Enquête et recensement de 1960-1961			0,0347						
	Recensement de 1969-1970 (Période intercensitaire de 1960-1961 à 1969-1970 : 8,5 ans)									
	Taux de croissance (selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$)							0,0203	0,0117	0,0158

³⁶ Bourgeois-Pichat, op. cit.

Suite partie B										
Gabon suite	Recensement du 1er au 31 juillet 1993 (Période intercensitaire de 1969-1970 à 1993 : 24 ans)			0,0327						
	Taux de croissance (selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$)						0,0289	0,0266	0,0277	
RCA	Recensement du 15 décembre 1975	0,0171	0,0164	0,0335						
	Recensement du 08 au 22 décembre 1988* (Période intercensitaire : 13 ans)	0,0209	0,0201	0,0411			0,0223197	0,01872	0,0204708	
	Taux de croissance (selon la formule $(P_n - P_0)/n[(P_0 + P_n)/2]$)						0,0223	0,0187	0,0205	

Nous procédons de deux façons pour estimer les probabilités de survie, en supposant dans un premier temps que le taux de croissance intercensitaire de la population est le même pour tous les âges et l'inverse ensuite.

2 1 1 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance constant pour tous les âges

Les résultats de l'application de la formule (30) se trouvent dans les tableaux n° 3.3 et 3.4 concernant les populations masculine et féminine du Cameroun servant d'illustration. Pour bien visualiser les probabilités obtenues, nous les avons représentées sur le graphique n° 3.5.

Tableau n°3.3 : Cameroun. Application de la formule (30) $k_p(x,t) = kC(x).e^{rx}$ ($r=0,0248$, $n=0,0345$) à la population masculine observée entre 1976 et 1987.

Groupe d'âges	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	$e^{r.x}$	$kC(x,t).e^{rx}$	$p(x,t)$	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3632	0,0620	1,0640	3864	10000	49946
5-9	7,5	3202	0,1860	1,2044	3856	9979	47172
10-14	12,5	2520	0,3100	1,3634	3435	8890	41573
15-19	17,5	1938	0,4340	1,5434	2991	7739	35794
20-24	22,5	1455	0,5580	1,7472	2542	6578	33099
25-29	27,5	1302	0,6820	1,9778	2574	6661	32581
30-34	32,5	1100	0,8060	2,2389	2462	6371	32265
35-39	37,5	996	0,9300	2,5345	2525	6535	32350
40-44	42,5	863	1,0540	2,8691	2475	6405	31970
45-49	47,5	759	1,1780	3,2479	2467	6383	31416
50-54	52,5	650	1,3020	3,6766	2390	6184	28291
55-59	57,5	477	1,4260	4,1620	1983	5133	25266
60-64	62,5	408	1,5500	4,7115	1922	4974	20754
65-69	67,5	241	1,6740	5,3335	1286	3328	16158
70-74	72,5	201	1,7980	6,0376	1212	3135	12138
75-79	77,5	97	1,9220	6,8346	665	1720	8168
80-84	82,5	77	2,0460	7,7369	598	1547	8612
85-89	87,5	84	2,1700	8,7583	733	1898	4745
90-94	92,5	0	2,2940	9,9145	0	0	0
Total							492299
Espérance de vie à 2,5 ans							49,23

Tableau n°3.4 : Cameroun. Application de la formule (30) $kC(x,t) = kC(x) \cdot e^{rx}/n$ ($r=0,0236$, $n=0,0378$) à la population féminine observée entre 1976 et 1987.

Groupe d'âges	Age central (x)	kC(x)	r.x	e ^{rx}	kC(x).e ^{rx}	p(x,t)	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3432	0,059	1,0608	3641	10000	49538
5-9	7,5	2994	0,177	1,1936	3573	9815	44820
10-14	12,5	2199	0,295	1,3431	2954	8113	40675
15-19	17,5	1965	0,413	1,5113	2970	8157	39851
20-24	22,5	1666	0,531	1,7006	2834	7783	39512
25-29	27,5	1526	0,649	1,9136	2920	8021	38761
30-34	32,5	1265	0,767	2,1533	2724	7483	36587
35-39	37,5	1075	0,885	2,4230	2604	7152	35237
40-44	42,5	927	1,003	2,7264	2528	6943	33275
45-49	47,5	756	1,121	3,0679	2318	6367	31356
50-54	52,5	651	1,239	3,4522	2248	6175	27226
55-59	57,5	442	1,357	3,8845	1716	4715	23916
60-64	62,5	404	1,475	4,3710	1766	4852	19788
65-69	67,5	227	1,593	4,9185	1115	3064	15550
70-74	72,5	208	1,711	5,5345	1149	3156	11894
75-79	77,5	94	1,829	6,2277	583	1601	8161
80-84	82,5	86	1,947	7,0076	605	1663	8702
85-89	87,5	84	2,065	7,8853	662	1818	4544
90-94	92,5	0	2,183	8,8729	0	0	0
Total							509392
Espérance de vie à 2,5 ans							50,94

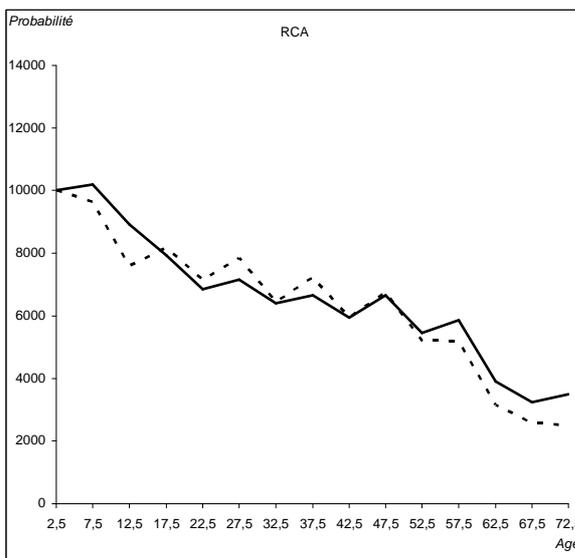
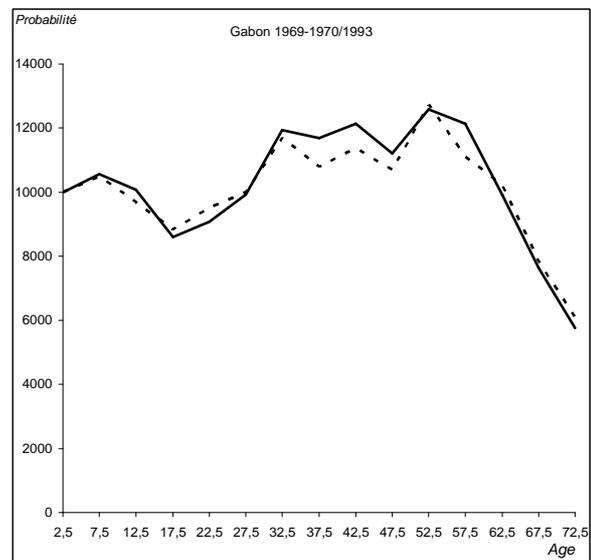
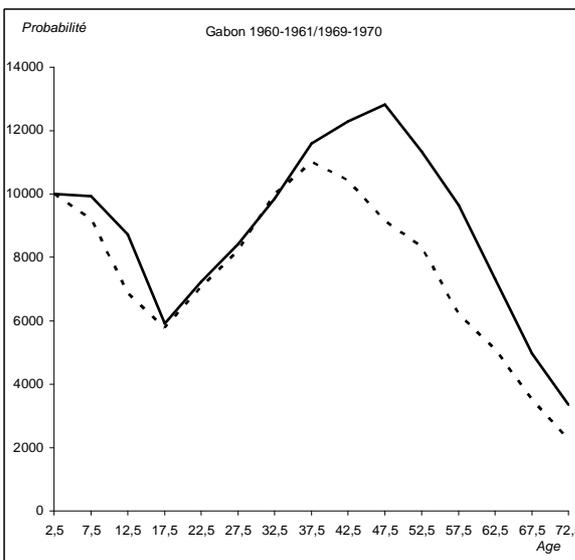
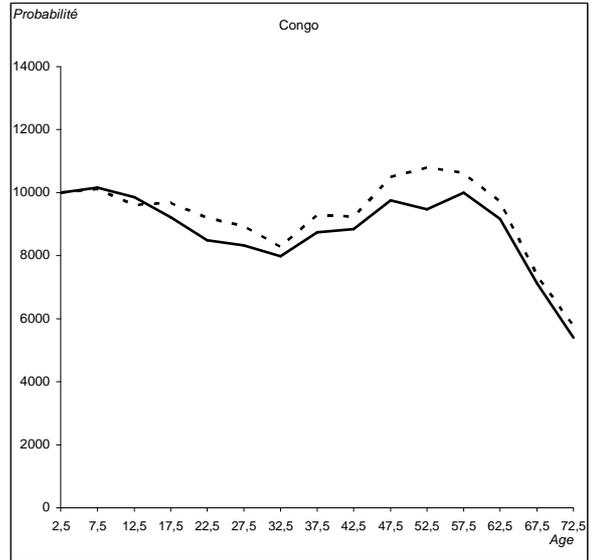
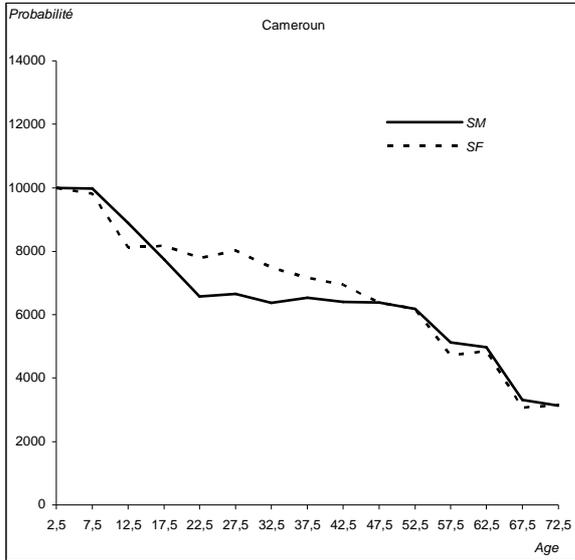
La deuxième colonne des tableaux n° 3.3 et 3.4 donne l'âge central de chaque groupe d'âges. La troisième colonne contient la proportion moyenne de la population entre les deux recensements³⁷. Le taux de croissance r est obtenu par la formule :

$$r = \frac{P_n - P_0}{n \left[\frac{(P_0 + P_n)}{2} \right]} \quad (61) \quad \text{ou} \quad P_n = P_0 e^{r(n)} \quad (62)$$

où n est le nombre d'années entre deux opérations de collecte, P_0 est l'effectif de la population initiale ou lors de la première opération de collecte et P_n l'effectif de la population finale. L'estimation du taux de croissance par la différence entre le taux de natalité et le taux de mortalité le sous-estime. Nous avons donc utilisé la première formule. Le taux brut de natalité ayant permis de calculer les chiffres de la colonne (4) est une moyenne simple des taux bruts de natalité de 1976 et 1987 (voir tableau n° 3.2).

Les courbes du graphique n° 3.5 sont marquées par quelques portions ascendantes des probabilités de survie, alors que de telles courbes devraient être strictement décroissantes. Pis, certaines probabilités sont supérieures à 10000, ce qui pourrait laisser penser que la mortalité est un phénomène à événements renouvelables. Deux pays, le Congo pour lequel l'hypothèse de semi-stabilité est vérifiée et le Gabon qui ne remplit pas les conditions de stabilité, ont ces profils irréels. Les deux autres pays enregistrent des probabilités de survie qui seraient aux normes, sans pour autant que les courbes soient irréprochables. Comme les deux premiers pays, un (la RCA) vérifie l'hypothèse de stabilité, alors que l'autre (le Cameroun) ne la vérifie pas.

³⁷ Voir tableau n° 3.D en annexe. La proportion moyenne à 7,5 ans est obtenue par la moyenne des proportions observées en 1976 et 1987 au même âge. Pour ramener les proportions à la dimension annuelle, on les divise par 5.



Graphique n° 3.5 : Probabilités de survie à 2,5 ans (pour 10000) des périodes intercensitaires, selon le sexe et le pays, estimées par la formule (30).

Etant donné que nos calculs portent sur des populations ouvertes, l'effet des mouvements migratoires viendrait alors amoindrir la semi-stabilité des pays qui ont des populations semi-stables, et font d'eux des pays « déstabilisés ». En revanche, ces effets,

conjugués à la croissance naturelle, accentueraient les distorsions des courbes de probabilités de survie pour les pays dont les populations ne sont plus stables.

Le Congo, plus que le Gabon, sont des pays d'immigration. En effet, ils ont le PIB par habitant (voir graphique n° 2.12) le plus élevé. Cela était plus vrai pour le Congo dans les années 80, car il est talonné actuellement par le Cameroun. Le Gabon est très loin en tête et attire de ce fait l'immigration de travail venant des autres pays d'Afrique subsaharienne.

Le Cameroun et la RCA sont plutôt des pays d'émigration, l'un n'est pas stable et l'autre l'est, mais les deux ont des probabilités de survie inférieures à 10000. Ces deux pays devraient leur dynamique plus à la croissance naturelle qu'aux mouvements migratoires. Pour ces deux pays la mortalité féminine est défavorable entre 2,5 ans et 12,5 ans (pour le Cameroun) ou 17,5 ans (pour la RCA). De ces âges (12,5 ou 17,5 ans) jusqu'à 42,5 ans (pour le Cameroun) ou 47,5 ans (pour la RCA), la mortalité féminine devient favorable. Elle redevient défavorable la quarantaine ou la cinquantaine dépassée.

Pour trois des quatre pays, à l'exception du Gabon, aux âges où se produit l'émigration (entre 15 et 34 ans), la mortalité masculine est surestimée car cela revient à doubler la mortalité. Aux âges des migrations de retour (entre 35 et 49 ans environ), la mortalité est sous estimée car l'immigration est comparable à une résurrection³⁸.

En fonction de l'influence ou non des mouvements migratoires, plusieurs hypothèses permettraient de justifier la forme des courbes des probabilités. La première hypothèse est que la population ne vérifie pas les conditions des populations semi-stables au cours de la période intercensitaire. Si c'était le cas, la composition par âge aurait réellement varié pendant ladite période. Cela serait la conséquence d'une variation des effectifs différente pour chaque groupe d'âges.

Les probabilités de survie croissantes sont attribuées à l'existence des mouvements migratoires. En effet, le modèle appliqué suppose une population fermée, alors que nous n'en avons pas tenu compte dans nos calculs. Pour remédier à cela, on peut intégrer les mouvements migratoires en maintenant l'hypothèse de population semi-stable. Mais, on sait que les populations camerounaise³⁹ ou gabonaise sont « déstabilisées » surtout à cause de l'amorce de la baisse de la fécondité qu'elles connaissent. Il conviendrait donc d'abandonner définitivement l'hypothèse de semi-stabilité.

Avant de desserrer la contrainte d'un taux de croissance unique pour tous les âges, faisons un commentaire des espérances de vie à 2,5 ans. Elles seraient surestimées pour les pays présentant des probabilités supérieures à 1 (Congo et Gabon), mais sous-estimées pour les autres pays (Cameroun et RCA).

2 1 2 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance en fonction de l'âge

Dire que la population du Cameroun n'est pas semi-stable revient à considérer le taux de variation en fonction des âges. Dans ces conditions, la formule (30) devient :

³⁸ Groupe de démographie africaine, 1979, « Stable, semi-stable and quasi-stable populations », Etudes et Documents n° 1, avril, 93 p., traduction en français par Rémy Clairin d'un extrait de « The population Framework Data collection-Demographic Analysis-Population and Développement » CEAO par Jean Bourgeois-Pichat, 1978, pp. 178-253.

³⁹ Nombissi Amadou, 1994, « Structures par âge et sexe et dynamique démographique. Le cas du Cameroun », Population, 3, pp. 751-772.

$$p(x,t) = \frac{C(x)e^{\int_0^x r(u,t)du}}{n(t)}$$

Signalons que l'abandon d'un taux de variation unique pour tous les âges nous empêche de considérer une composition par âge fixe. Il faut donc modifier la relation (30) et remplacer $C(x)$ par les effectifs par âge.

Nous allons reprendre les calculs faits auparavant en utilisant cette variante de la relation (30) en posant $A = \int_0^x r(u,t)du$. Les compositions par âge sont remplacées par les effectifs absolus. Les éléments de calcul et les probabilités de survie figurent dans les tableaux⁴⁰ n° 3.5 et n° 3.6 suivants, concernant le Cameroun. Les données des autres pays figurent en annexe.

Tableau n°3.5 : Cameroun. Calcul de la table de survie de la population masculine entre 1976 et 1987 par la formule (30) en utilisant un taux de variation différent par âge.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Population en 1976	Population en 1987	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	610981	861890	2,5	736436	250909	310	310
5-9	543506	753268	7,5	648387	209762	294	604
10-14	423169	598854	12,5	511012	175685	313	916
15-19	335324	447513	17,5	391419	112189	261	1177
20-24	252827	334673	22,5	293750	81846	253	1430
25-29	222434	304273	27,5	263354	81839	283	1713
30-34	189011	255647	32,5	222329	66636	272	1985
35-39	192647	203575	37,5	198111	10928	50	2035
40-44	162181	182317	42,5	172249	20136	106	2142
45-49	145654	156713	47,5	151184	11059	66	2208
50-54	116995	144167	52,5	130581	27172	189	2397
55-59	90785	99152	57,5	94969	8367	80	2477
60-64	75546	87711	62,5	81629	12165	135	2613
65-69	42292	54950	67,5	48621	12658	237	2850
70-74	34947	46055	72,5	40501	11108	249	3099
75-79	19490	18971	77,5	19231	-519	-25	3074
80-84	14280	16651	82,5	15466	2371	139	3214
85-89	17403	15516	87,5	16460	-1887	-104	3109
	3489472	4581896		4035684		246	

⁴⁰ Les colonnes (1) à (5) contiennent les groupes d'âges, les effectifs observés aux recensements 1976 et 1987, l'âge exact ou l'âge central du groupe d'âges et la population moyenne du groupe d'âges au cours de la période intercensitaire. Les colonnes (6) à (9) sont consacrées au calcul de la variation des effectifs par groupe d'âges. La variation absolue ou la différence entre l'effectif observé en 1976 et celui observé en 1987 occupe la colonne (6). Dans la colonne suivante, se trouvent les taux de variation moyens (pour 10000) par groupe d'âges, ou variation relative, entre les deux recensements. Par exemple à 0-4 ans (tableau n° 3.5), on obtient la variation absolue par la différence entre 861890 et 610981. Celle-ci est divisée par le produit de la durée de la période intercensitaire (11 ans) et de la population moyenne de la colonne (5). Soit $(861890-610981)/11*(610981+861890/2)$. Viennent ensuite les colonnes (8) et (9) des cumuls des variations relatives et de ces cumuls multipliés par 5. Dans les colonnes (10) à (14) sont présentés les calculs de l'exponentielle. Les valeurs de A sont les variations cumulées multipliées par 5. Les valeurs de la colonne (12) sont obtenues par la demi somme des valeurs de la colonne (10). Pour un âge exact de la colonne (11) donné, sa valeur dans la colonne (12) est égale à la moyenne arithmétique entre la valeur correspondante de la même ligne et la valeur de la ligne précédente, ces deux dernières provenant de la colonne (10). Les résultats sont multipliés par la population moyenne. Les probabilités de survie à 7,5 ans sont des rapports de chacune des valeurs de la colonne (13) à la première, c'est à dire à l'âge de 7,5 ans.

Tableau n° 3.5 suite

Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpolation pour l'âge exact	(5)*(12)	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	Nombre d'années vécues
(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
1549	1,1675	0				
3019	1,3525	5	1,25998	927892	10000	50625
4582	1,5812	10	1,46683	951074	10250	48909
5885	1,8012	15	1,69122	864235	9314	43563
7151	2,0444	20	1,92283	752633	8111	37686
8564	2,3546	25	2,19952	646109	6963	35334
9926	2,6983	30	2,52644	665346	7171	34295
10177	2,7668	35	2,73252	607519	6547	31539
10708	2,9178	40	2,84227	563085	6068	28941
11041	3,0164	45	2,96709	511079	5508	26666
11987	3,3156	50	3,16603	478652	5158	24800
12387	3,4511	55	3,38339	441806	4761	21043
13064	3,6930	60	3,57206	339234	3656	17772
14248	4,1569	65	3,92497	320389	3453	14439
15494	4,7088	70	4,43289	215531	2323	10914
15372	4,6514	75	4,68014	189550	2043	7604
16069	4,9871	80	4,81928	92677	999	4522
15547	4,7339	85	4,86052	75170	810	2025
Total						438653
Espérance de vie à 7,5 ans						43,87

Tableau n°3.6 : Cameroun. Calcul de la table de survie de la population féminine entre 1976 et 1987 par la formule (30) en utilisant un taux de variation différent par âge.

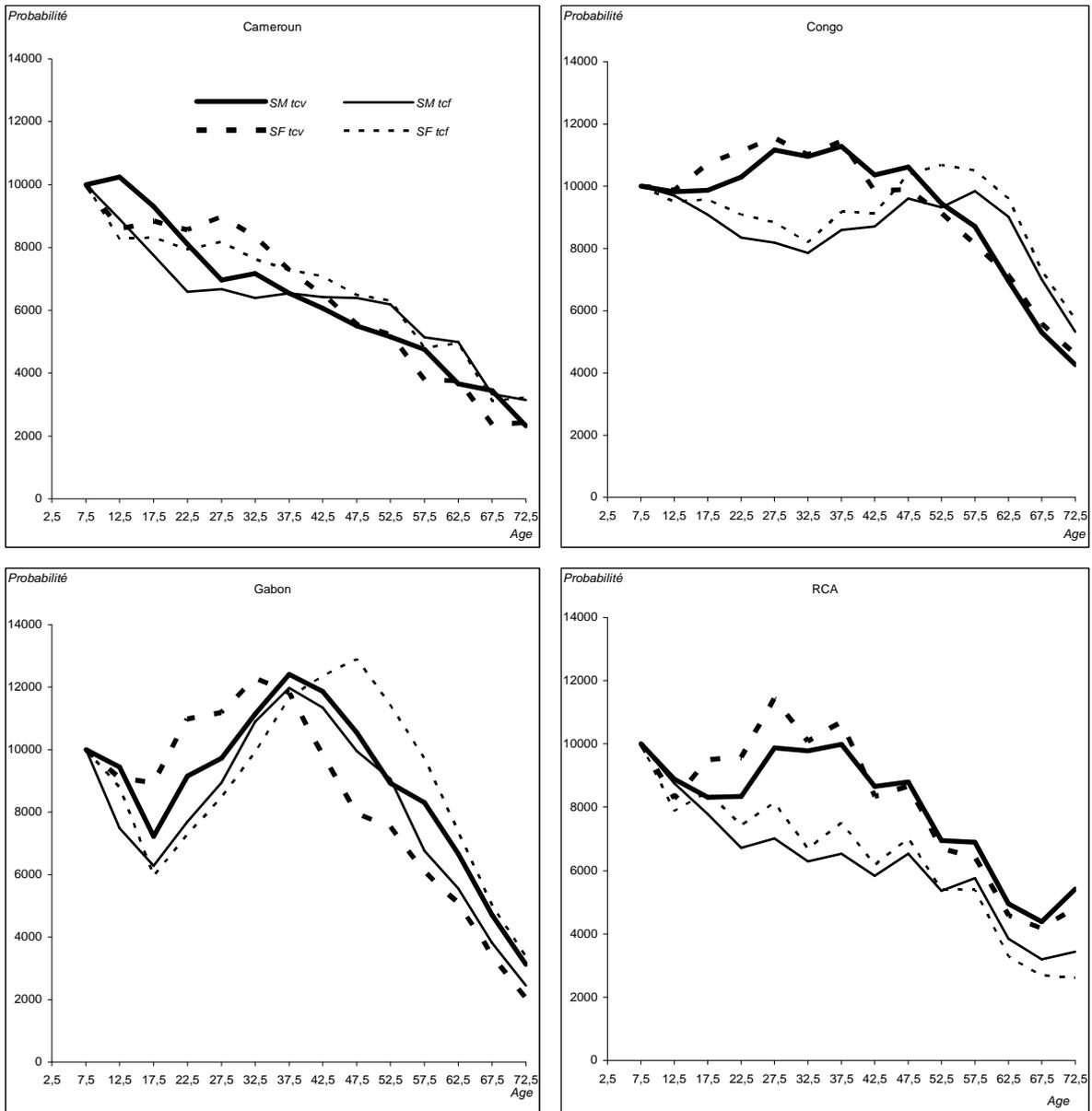
Groupe d'âge (âge en années révolues)	Population 1976	Population 1987	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	604820	836633	2,5	720727	231813	292	292
5-9	532765	722875	7,5	627820	190110	275	568
10-14	379178	546832	12,5	463005	167654	329	897
15-19	352567	470721	17,5	411644	118154	261	1158
20-24	297714	400805	22,5	349260	103091	268	1426
25-29	272882	366809	27,5	319846	93927	267	1693
30-34	232903	295430	32,5	264167	62527	215	1908
35-39	223931	217021	37,5	220476	-6910	-28	1880
40-44	179772	204668	42,5	192220	24896	118	1998
45-49	149061	163472	47,5	156267	14411	84	2081
50-54	119137	153057	52,5	136097	33920	227	2308
55-59	87212	95563	57,5	91388	8351	83	2391
60-64	75249	93239	62,5	84244	17990	194	2585
65-69	40839	54137	67,5	47488	13298	255	2840
70-74	38360	48298	72,5	43329	9938	209	3048
75-79	19819	18502	77,5	19161	-1317	-62	2986
80-84	15754	20368	82,5	18061	4614	232	3218
85-89	16642	18049	87,5	17346	1407	74	3292
Total	3621963	4708430		4165197	237		

Tableau n° 3.6 suite

Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpolation pour l'âge exact	(5)*(12)	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	Nombre total d'années vécues
(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
1462	1,1574	0				
2838	1,3282	5	1,24282	780269	10000	46466
4484	1,5659	10	1,44704	669985	8587	43558
5789	1,7841	15	1,67496	689488	8837	43489
7131	2,0402	20	1,91216	667839	8559	43799
8466	2,3316	25	2,18591	699155	8960	43256
9541	2,5964	30	2,46401	650910	8342	39067
9399	2,5597	35	2,57807	568403	7285	34454
9988	2,7149	40	2,63732	506945	6497	30127
10407	2,8312	45	2,77304	433333	5554	26970
11540	3,1708	50	3,00096	408421	5234	22567
11955	3,3052	55	3,23800	295913	3792	18857
12926	3,6422	60	3,47369	292638	3750	15294
14199	4,1365	65	3,88935	184697	2367	11976
15241	4,5911	70	4,36381	189080	2423	8833
14929	4,4499	75	4,52047	86614	1110	5509
16090	4,9978	80	4,72382	85317	1093	5563
16459	5,1855	85	5,09164	88317	1132	2830
Total						442616
Espérance de vie à 7,5 ans						44,26
<i>Source :</i>						
Cameroun, RGPH 1976 et 1987.						

Les probabilités de survie figurant dans les tableaux ci-dessus font l'objet du graphique n° 3.6. Elles ont été obtenues par la formule (30) mais avec un taux de variation moyen différent pour chaque groupe d'âges.

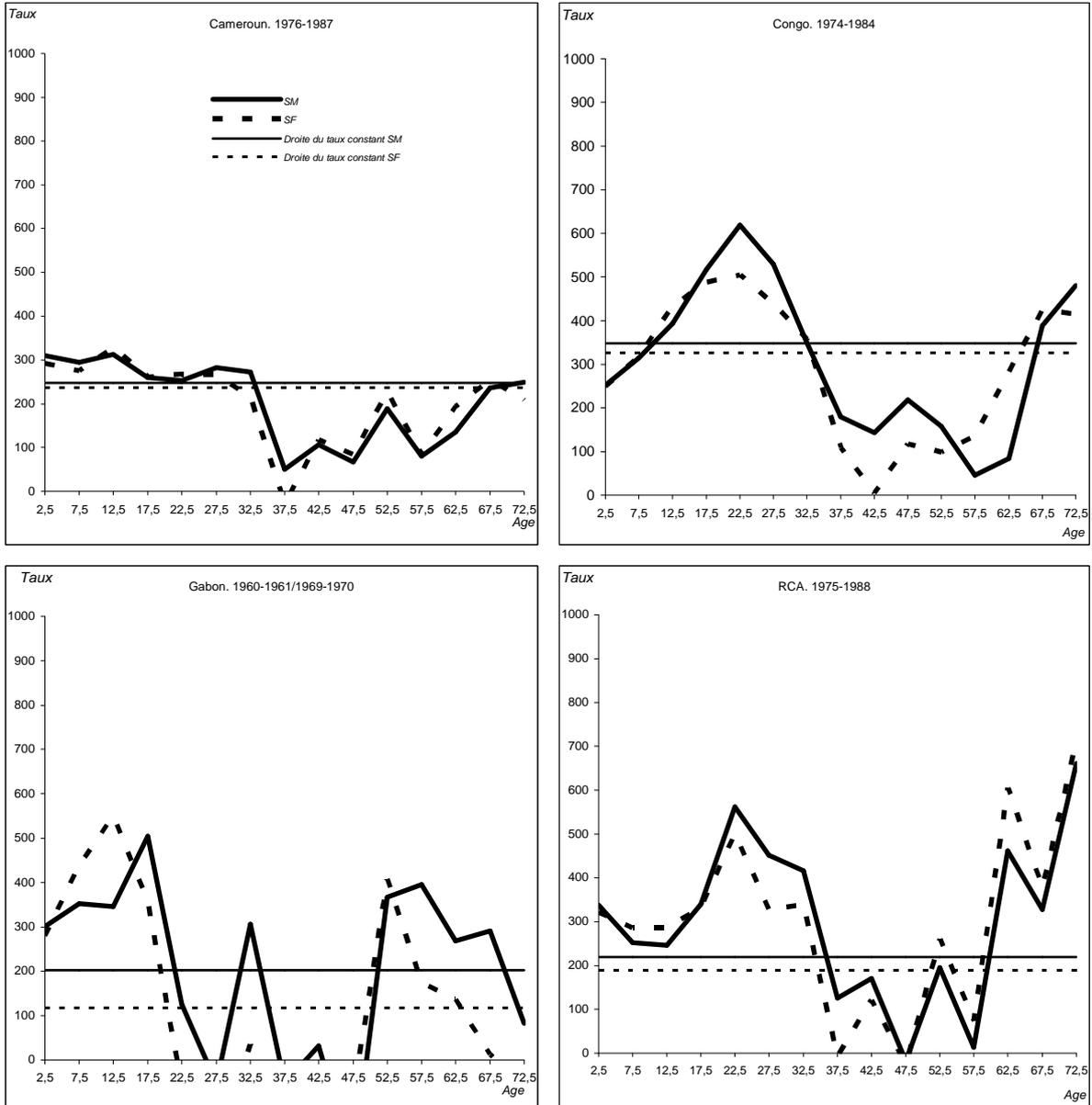
Les courbes des probabilités du graphique n° 3.6 font ressortir clairement l'absence d'amélioration, malgré l'utilisation d'un taux de croissance par groupe d'âges. La comparaison avec les probabilités obtenues au moyen d'un taux unique pour tous les groupes d'âges nous permet de l'affirmer. Il se produit juste un décalage des courbes, comme effets du changement du taux de croissance. Les pays dont les probabilités de survie étaient toutes inférieures ou égale à 10000 dans la première variante (taux de variation moyen unique) voient certaines de leurs probabilités de survie devenir supérieures à 10000. On en conclue que lorsque la variation des effectifs est perturbée par toute sorte de causes (mauvaises déclarations des âges, omissions, mouvements migratoires) agir sur le taux de variation moyen des effectifs n'améliore pas les résultats de l'estimation des probabilités de survie.



Graphique n° 3.6 : Probabilités de survie à 7,5 ans estimées en utilisant un taux de variation moyen différent pour chaque âge, selon le sexe par pays, et comparaison avec celles obtenues avec un taux de variation moyen unique.

Regardons les profils des taux de variation, au graphique n° 3.7, des quatre pays pour lesquels des probabilités de survie ont été calculées.

Les perturbations des taux de variation sont d'ampleurs variables pour chaque pays et périodes considérés. Seuls les taux de variation de 2,5 ans à 32,5 ans du Cameroun se rapprochent des taux moyens uniques, et ceux de la RCA entre 2,5 ans et 17,5 ans. Ni les pays vérifiant l'hypothèse de semi-stabilité, ni ceux qui n'en vérifient pas ne présentent des taux de variation par âge qui suivent les taux tous âges confondus.



Graphique n° 3.7 : Taux d'accroissement (pour 10000) annuels moyens variables et fixes selon l'âge, pour chaque pays.

Pour réduire l'influence des mouvements migratoires, une des causes de la forme des courbes du graphique n° 3.7, nous allons exploiter les décès.

2 2 L'utilisation des décès pour estimer les probabilités de survie

La formule (60) est une autre expression de la probabilité de survie à la naissance ou à partir d'un certain âge, par l'utilisation des décès à la place des compositions par âge. L'intérêt de cette expression réside dans le fait que les décès atténuent l'influence des migrations dans l'estimation des probabilités de survie.

L'application de cette formule se heurte tout de même au sous-enregistrement des décès lors de la collecte. En effet, les décès disponibles sont ceux des 12 derniers mois avant la collecte. Nous avons fait état de la difficulté d'obtenir des informations sur les décès en Afrique subsaharienne. La raison est à rechercher dans les tabous qui entourent la mortalité dans les sociétés subsahariennes d'Afrique. Les données camerounaises, notamment celles du recensement de 1987, sont d'assez bonne qualité. Elles seront exploitées pour illustrer la

démarche qui sera suivie. Nous avons ajouté les données de l'enquête-recensement gabonais de 1960-1961 par le simple fait que cette source comme les enquêtes par sondage des années 60 semblaient fournir des données de qualité acceptable. Les autres données disponibles sur les décès, notamment celles du Congo et de la RCA, sont largement sous-enregistrées et devraient subir des corrections avant de les utiliser.

2 2 1 Les décès non corrigés

Les décès sont ceux des douze derniers mois ayant précédé le recensement de 1987 du Cameroun et l'enquête/recensement du Gabon de 1959-1960. Ce sont ces décès que nous avons utilisés pour estimer les taux de mortalité dans la deuxième partie. La relation (59) nous permet de développer les calculs nécessaires à l'estimation des probabilités de survie.

$$\pi(x_0, t) = \frac{\int_x^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha, t) d\alpha}{\int_{x_0}^w e^{r(t)\alpha} m(\alpha, t) d\alpha}$$

m a été remplacé par d dans les tableaux présentant les résultats qui vont suivre, $\pi(x_0, t)$ est la probabilité de survie à l'âge $x_0=7,5$ ans.

On fait l'hypothèse que ces décès sont une moyenne des décès par âge survenus pendant la période intercensitaire. A noter que pour estimer les probabilités de survie, on revient à l'hypothèse d'un taux de croissance égal pour tous les âges. Les résultats du Cameroun figurent aux tableaux n° 3.7 et 3.8 suivants. Ceux du Gabon figurent en annexe 3.

Tableau n°3.7 : Cameroun. Application de la formule (60) à la population masculine pour la période 1976-1987. ($r=0,0248$ pour les hommes et $x_0=7,5$ ans).

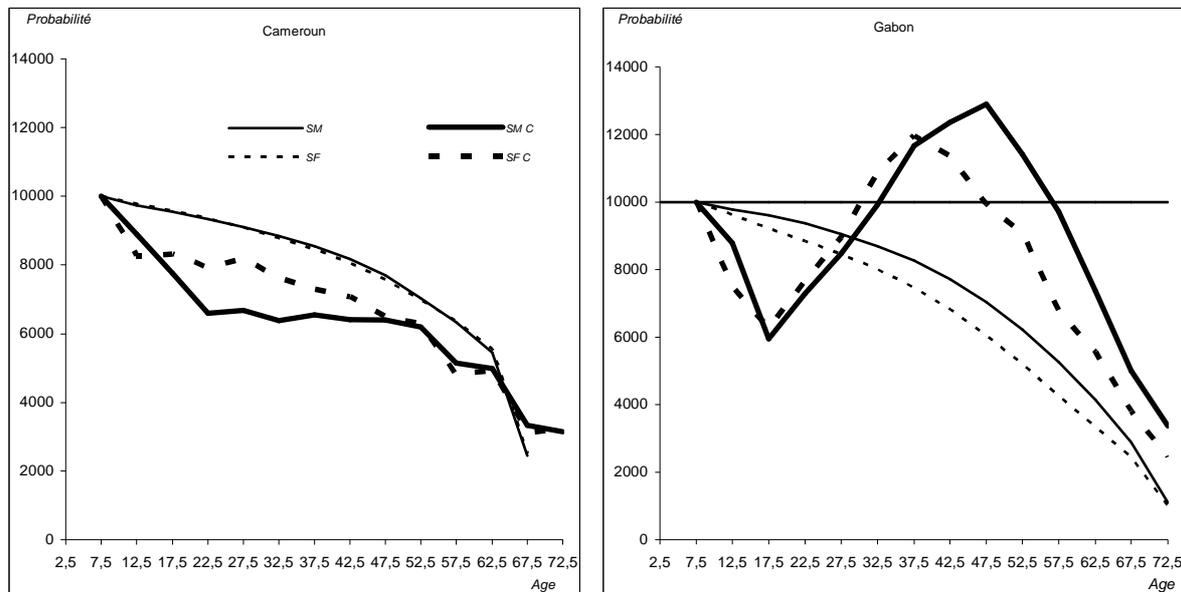
Groupe d'âges	Age central (x)	Nombre de décès	Composition par âge	$hd(x, t)$	$hd(x, t)e^{rx}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x, t)e^{r(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0-4	2,5	24420	4152							
5-9	7,5	3186	542	108	130	4148	65	4083	10000	49370
10-14	12,5	1625	276	55	75	4017	38	3980	9748	48258
15-19	17,5	1561	265	53	82	3942	41	3901	9555	47251
20-24	22,5	1513	257	51	90	3860	45	3815	9345	46145
25-29	27,5	1477	251	50	99	3770	50	3721	9113	44903
30-34	32,5	1542	262	52	117	3671	59	3612	8848	43504
35-39	37,5	1423	242	48	123	3553	61	3492	8554	41834
40-44	42,5	1873	318	64	183	3431	91	3339	8180	39681
45-49	47,5	1950	332	66	215	3248	108	3140	7692	36811
50-54	52,5	2590	440	88	324	3033	162	2871	7032	33418
55-59	57,5	1733	295	59	245	2709	123	2586	6335	29484
60-64	62,5	2939	500	100	471	2464	235	2228	5458	19748
65-69	67,5	10990	1868	374	1993	1993	996	996	2441	6102
70-74	72,5	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Total		58822	10000		4148					486510
Espérance de vie à 7,5 ans										48,65

Tableau n°3.8 : Cameroun. Application de la formule (60) à la population féminine pour la période 1976-1987. ($r=0,0237$ et $x_0=7,5$ ans).

Groupe d'âges	Age central (x)	Décès	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{r \cdot x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{r(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0-4	2,5	20083	4021							
5-9	7,5	2531	507	101	122	4235	61	4174	10000	49425
10-14	12,5	1282	257	51	70	4113	35	4078	9770	48367
15-19	17,5	1476	296	59	91	4043	46	3998	9577	47322
20-24	22,5	1380	276	55	97	3952	48	3904	9352	46111
25-29	27,5	1516	304	61	120	3856	60	3796	9092	44696
30-34	32,5	1513	303	61	136	3736	68	3668	8786	43120
35-39	37,5	1330	266	53	135	3600	67	3532	8462	41304
40-44	42,5	1749	350	70	201	3465	100	3364	8060	39096
45-49	47,5	1540	308	62	200	3264	100	3164	7579	36394
50-54	52,5	2044	409	82	301	3064	150	2913	6979	33362
55-59	57,5	1261	252	50	210	2763	105	2658	6366	29815
60-64	62,5	2455	492	98	463	2553	232	2321	5560	20156
65-69	67,5	9782	1959	392	2089	2089	1045	1045	2502	6256
70-74	72,5	0	0	0	0	0	0	0	0	
Total		49942	10000		4235					485424
Espérance de vie à 7,5 ans										48,54

Toutes les probabilités de survie sont inférieures à 10000. Pour se faire une opinion précise elles ont été comparées au graphique n° 3.8 avec celles obtenues selon les compositions par âge, aussi bien pour le Cameroun que le Gabon.

Sur les deux parties du graphique (n° 3.8), les courbes de probabilités de survie estimées à partir des décès sont constamment décroissantes. La partie rectiligne à partir de 65 ans (Cameroun) est due au regroupement de décès de la dernière classe d'âge. La population est toujours ouverte, mais les courbes sont convenables, c'est à dire qu'elles décroissent constamment et que toutes les probabilités sont inférieures ou égale à 10000. Le fait que la population soit ouverte conduit à ne pas prendre en compte les décès des émigrants, et de considérer les décès des immigrants. Dans ce domaine, nous savons que l'immigration se produit à des âges de faible mortalité (15-34 ans). Mieux, aux âges de forte migration la courbe des quotients ou taux de mortalité est descendante. D'où l'intérêt de bien enregistrer les décès.



Graphique n° 3.8 : Probabilités de survie (pour 10000) à 7,5 ans comparées à celles obtenues par les compositions par âge. Cameroun (1976-1986) et Gabon (1960-1961/1969-1970).

La comparaison avec les probabilités de survie obtenues avec la formule (30) selon un taux de variation unique pour tous les âges montre les écarts entre les probabilités par âge dans les deux cas. Le Cameroun offre un exemple de comparaison plus aisée que le Gabon. Pour celui-là, les probabilités de survie obtenues avec les décès sont plus élevées, donc l'espérance de vie à 7,5 ans plus forte. Les 48,65 ans de la population masculine et 48,54 ans de la population féminine sont à comparer avec leurs équivalents dans le cas d'un taux de variation par âge constant, à savoir 44,33 ans pour les hommes et 46,85 ans pour les femmes. La différence des espérances de vie à 7,5 ans selon le sexe devient insignifiante dans la configuration d'un taux de variation selon l'âge. Lorsque nous avons estimé les taux de mortalité à partir des décès des douze derniers mois, on n'a pas manqué de noter la faiblesse du taux global de mortalité, imputable aux omissions qui affectent l'observation des décès des douze derniers mois avant la collecte. Les critiques sur le faible nombre de ces décès par rapport à la réalité étaient atténuées à la suite de la transformation des taux en quotients. Les espérances de vie à la naissance (54,23 ans pour les femmes et 51,31 ans pour les hommes, cf. 2^e partie, chapitre 1, section 2, paragraphe 3) nous avaient semblé assez normal au regard de l'état sanitaire du Cameroun.

S'agissant du Gabon, les courbes de probabilités, conformes aux normes, montrent l'effet des mouvements migratoires et d'autres types de perturbations qui affectent les effectifs observés. En revanche, la mortalité féminine est défavorable à tout âge depuis 7,5 ans, quelque soit la méthode utilisée pour estimer les probabilités de survie. L'utilisation des décès réduit les espérances de vie à 7,5 ans de 61,02 à 47,08 ans pour les hommes, et de 54,82 à 42,84 ans pour les femmes.

Même si les périodes considérées sont différentes, on peut conclure que pour le Cameroun, les décès ont pour effet d'augmenter l'espérance de vie à 7,5 ans, alors que c'est l'inverse qui se produit pour le Gabon, pays d'immigration. L'effet direct des mouvements migratoires est limité, sauf à considérer une situation de mortalité différentielle défavorable aux immigrés, au cas où ces derniers représenteraient dans le même temps une forte proportion de la population. L'observation des décès serait plus déterminante dans cette configuration, car le poids des décès des immigrés pourraient affecter les probabilités de survie, à l'instar de ce que nous avons constaté en utilisant les effectifs.

Pour éliminer l'effet des sous déclarations ou des omissions dans l'observation des décès, nous avons pensé corriger les données du Congo et de la RCA par une variante de l'équation fondamentale de la dynamique des populations avant de leur appliquer la formule (59).

2 2 2 L'utilisation des décès corrigés par une variante de l'équation fondamentale de la dynamique des populations

Nous allons voir si la correction du nombre de décès, pour le Congo et la RCA, améliore les résultats de leur utilisation. Cette correction est opérée par « *the general growth balance method* » inspiré de Hill dont la démarche est présentée dans un manuel édité par la division de la population des Nations Unies⁴¹. Cette méthode permet de corriger l'enregistrement des décès lors d'un recensement et la complétude relative des effectifs par âge de deux recensements consécutifs.

Voici les hypothèses qui sous-tendent cette méthode. Les mouvements migratoires sont supposés négligeables ou nuls au delà d'un certain âge limite.

Le degré de complétude est le même, quelque soit l'âge, au delà de l'âge limite après lequel les migrations sont négligeables. Par conséquent, l'estimation de la complétude des décès n'est effectuée que pour les décès à partir du même âge limite. De plus, il faut l'indépendance entre l'âge et les erreurs d'enregistrement des décès.

Le point de départ est l'équation fondamentale de la dynamique des populations dans sa formulation la plus simple. En effet, l'effectif de la population totale au temps t est égal à son effectif au temps $t-n$ augmenté des entrées (naissances et immigrations), diminué des sorties (émigrations et décès) entre $t-n$ et t .

$$P_t = P_{t-n} - B + D \quad (63)$$

où B (cette initiale provient de l'anglais birth) représente les naissances entre t et $t-n$, D (de l'anglais death) représente les décès de la période intercensitaire, si on se contente d'une population fermée.

Tous les développements nécessaires à l'établissement des relations principales permettant d'atteindre l'objectif fixé, à savoir corriger les grandeurs $P_{t-n}(x+)$, $P_t(x+)$ et $D(x+)$ figurent en annexe. $P_{t-n}(x+)$ et $P_t(x+)$ sont les effectifs des personnes de x années et plus aux dates $t-n$ et t ; $D(x+)$ représente les décès des personnes d'âge x et plus survenus dans la période intercensitaire.

Les taux de mortalité des décès des douze derniers mois enregistrés aux recensements congolais de 1974 et de 1984, ont donné des espérances de vie à la naissance de 65,49 ans et 69,26 ans, et, 73,67 ans et 74,78 ans respectivement pour les hommes et pour les femmes. Ces indicateurs sont dignes d'un pays dont l'état sanitaire est de loin meilleur que celui du Congo. D'où la nécessité de corriger les décès, qui sont à l'origine de telles valeurs invraisemblables de l'espérance de vie à la naissance.

Du côté de la RCA, seuls les décès des douze derniers mois avant le recensement de 1988 sont disponibles. Nous allons les utiliser en supposant qu'ils se rapportent à la période intercensitaire 1975-1988. Si pendant cette période, il ne s'est pas produit des événements de

⁴¹ Nations Unies, 2002, Methods for estimating adult mortality, New-York : Population division, 19, 112 p.

nature à élever exceptionnellement le nombre de décès, assimiler les décès de 1985 aux décès de la période n'est pas gênant.

A titre d'illustration nous présentons les résultats de l'application sur les données du Congo, ceux concernant la RCA figurent en annexe A III – 2 (tableaux 26D, 27D, 28D et 29D).

Tableau n°3.9 : Congo. Application de "The general growth balance method" à la population masculine. 1974 et 1984.

Groupe d'âges	Age	Effectifs 1974 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1984 $P_t(x)$	Décès 1974	Décès 1984	Décès de la période intercensitaire $D(x)$	Effectifs cumulés 1974 $P_{t-n}(x+)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)=[(5)+(6)]/2	(8)
0-4	0	122831	161692	2166	623	1395	631109
5-9	5	101445	143258	259	112	186	508278
10-14	10	79128	122053	138	48	93	406833
15-19	15	57697	102811	109	32	71	327705
20-24	20	41653	83831	130	35	83	270008
25-29	25	36469	65957	98	28	63	228355
30-34	30	32812	48211	105	29	67	191886
35-39	35	33065	40203	94	27	61	159074
40-44	40	28635	33463	158	34	96	126009
45-49	45	25581	32479	124	34	79	97374
50-54	50	21534	25562	184	57	121	71793
55-59	55	20136	21154	124	42	83	50259
60-64	60	15252	16707	212	77	145	30123
65 et +	65	14871	27591	427	218	323	14871
		631109	924972			2862	

Suite du tableau n°3.9

Groupe d'âges	Effectifs cumulés 1984 $P_t(x+)$	Décès cumulés $D(x+)$	Personnes-années au dessus de x $PLY(x+)^a$	Nombre de personnes atteignant l'âge x^b $N(x)$	Taux de variation des effectifs d'âge x et plus $n(x+)$	Taux de croissance de la population d'âge x $r(x+)$	Taux de mortalité par âge x et au delà $d(x+)$	Différence entre taux de variation et de croissance d'âge x et plus $n(x+)-r(x+)$
(1)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)
0-4	924972	2862	8297482			0,03542	0,00034	
5-9	763280	1468	6764293	288120	0,04259	0,03770	0,00022	0,00490
10-14	620022	1282	5454331	241685	0,04431	0,03909	0,00024	0,00522
15-19	497969	1189	4387049	195905	0,04466	0,03881	0,00027	0,00584
20-24	395158	1119	3547346	151056	0,04258	0,03528	0,00032	0,00730
25-29	311327	1036	2895633	113845	0,03932	0,02865	0,00036	0,01066
30-34	245370	973	2356472	91074	0,03865	0,02270	0,00041	0,01595
35-39	197159	906	1923259	78887	0,04102	0,01980	0,00047	0,02122
40-44	156956	846	1527283	72248	0,04730	0,02026	0,00055	0,02704
45-49	123493	750	1190892	66238	0,05562	0,02193	0,00063	0,03369
50-54	91014	671	877859	55541	0,06327	0,02190	0,00076	0,04137
55-59	65452	550	622871	46357	0,07443	0,02439	0,00088	0,05003
60-64	44298	467	396708	39838	0,10042	0,03573	0,00118	0,06469
65 et +	27591	323	219980			0,05782	0,00147	

Source :

Congo, RGPH 1974 et 1984.

a : Voir formule (2 en annexe).

b : Voir formule (3 en annexe).

Les éléments de calculs des coefficients a et b , de la relation (20) en annexe, sont regroupés dans les deux parties du tableau n° 3.9. La colonne (15) représente la variable x (d'après l'équation $y=ax+b$, forme de la relation entre le taux de variation des effectifs, le taux de croissance et le taux de mortalité) et la colonne (16) la variable y . Nous avons appliqué une régression linéaire sur les données des colonnes (15) et (16) (2è partie du tableau n° 3.9) à l'exclusion des lignes "0-4" et "65 et +".

La régression linéaire, concernant la population masculine, a fourni les résultats ci-après : le coefficient a est égal à 67 et la constante b à $-0,011$.

Soit : $a=(k_1k_2)^{0,5}/c=67$ (cf. relation (17) en annexe A III-2) et $b=(1/t).ln(k_1k_2)=-0,011$ (cf. relation (18) en annexe A III-2). En remplaçant t par sa valeur qui est de 10,86 années, la relation (18) en annexe devient :

$ln(k_1/k_2)=-0,119 \Leftrightarrow k_1/k_2=0,887$. Si nous fixons à priori $k_1=1$, k_2 prend la valeur 1,127, $c=(k_1k_2)^{0,5}/67=0,0159$. Avec ces coefficients, nous revenons aux relations (5), (6) et (7) en annexe pour corriger les effectifs des populations et les décès observés.

Pour la population féminine on aboutit à $k_2=1,08$ et $c=0,144$.

Le principe que sous-entendent les coefficients k_1 et k_2 obtenus est celui d'une observation sans erreurs au premier recensement. Les tableaux n° 3.11 et 3.12 présentent les variables et le taux de mortalité ajustés, respectivement pour le sexe masculin et le sexe féminin.

Tableau n°3.10 : Congo. Ajustements des effectifs et des décès de la population masculine faisant suite à l'application de "The general growth balance method". 1974 et 1984. ($k_1=1$, $k_2=1,127$ et $c=0,0159$)

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age	Effectifs 1974 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1984 $P_t(x)$	Décès de la période intercensitaire $D(x)$	Effectifs ajustés		Décès ajustés	Nombre de personnes-années ajusté	Taux de mortalité intercensitaire ajusté
					Effectifs 1974 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1984 $P_t(x)$			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0-4	0	122831	161692	1395	122831	143471	87156	1441671	60,46
5-9	5	101445	143258	186	101445	127114	11594	1233226	9,40
10-14	10	79128	122053	93	79128	108299	5813	1005327	5,78
15-19	15	57697	102811	71	57697	91225	4406	787888	5,59
20-24	20	41653	83831	83	41653	74384	5156	604496	8,53
25-29	25	36469	65957	63	36469	58524	3938	501719	7,85
30-34	30	32812	48211	67	32812	42778	4188	406872	10,29
35-39	35	33065	40203	61	33065	35673	3781	372976	10,14
40-44	40	28635	33463	96	28635	29692	6000	316664	18,95
45-49	45	25581	32479	79	25581	28819	4938	294868	16,74
50-54	50	21534	25562	121	21534	22681	7531	240009	31,38
55-59	55	20136	21154	83	20136	18770	5188	211130	24,57
60-64	60	15252	16707	145	15252	14824	9031	163298	55,31
65 et +	65	14871	27591	323	14871	24482	20156	207215	97,27
Total		631109	924972	2862	631109	820738			

Source : Congo, RGPH 1974 et 1984.

Tableau n°3.11 : Congo. Ajustements des effectifs et des décès de la population féminine faisant suite à l'application de "The general growth balance method". 1974 et 1984. ($k_1=1$, $k_2=1,079$ et $c=0,0144$).

Groupe d'âges	Age	Effectifs 1974 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1984 $P_t(x)$	Décès de la période intercensitaire $D(x)$	Effectifs ajustés		Décès ajustés	Nombre de personnes-années ajusté	Taux de mortalité intercensitaire ajusté
					Effectifs 1974 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1984 $P_t(x)$			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
0-4	0	121890	160075	1166	122831	148355	80938	1466003	55,21
5-9	5	101020	142929	137	101445	132464	9479	1258910	7,53
10-14	10	76147	123123	72	79128	114108	4965	1031938	4,81
15-19	15	63055	108483	62	57697	100540	4271	827135	5,16
20-24	20	50352	88395	58	41653	81923	4028	634390	6,35
25-29	25	43421	70566	60	36469	65399	4132	530370	7,79
30-34	30	35915	53231	60	32812	49334	4132	436936	9,46
35-39	35	38972	43845	75	33065	40635	5208	398074	13,08
40-44	40	34548	34716	60	28635	32174	4132	329634	12,53
45-49	45	31644	35979	80	25581	33345	5521	317178	17,41
50-54	50	27950	31118	86	21534	28840	5972	270637	22,07
55-59	55	22978	26588	75	20136	24641	5174	241907	21,39
60-64	60	16568	22540	134	15252	20890	9271	193847	47,83
65 et +	65	17901	33652	306	14871	31188	21250	233881	90,86
		682361	975240	2426	631109	903837	168472		

Source : Congo, RGPH 1974 et 1984.

Les colonnes (8) des tableaux (n° 3.10 et 3.11) fournissent la matière servant à l'application de la formule (60). Les probabilités de survie obtenues figurent aux colonnes (10) des tableaux n° 3.12 et 3.13 ci-après.

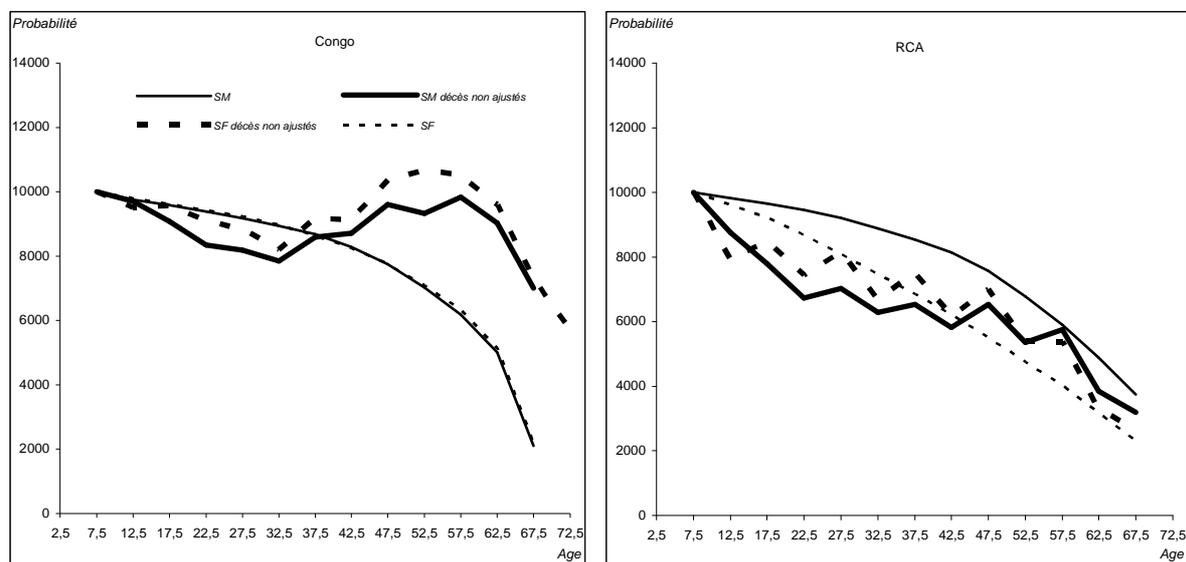
Tableau n°3.12 : Congo. Application de la formule (60) à la population masculine, avec les décès ajustés, pour la période 1974-1984. ($r=0,0347$, $x_0=7,5$ ans).

Groupes d'âges	Age central (x)	Décès ajustés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{-x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{-(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues	Fonction de survie obtenue par la formule (30)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0-4	2,5	87156	4872								
5-9	7,5	11594	648	130	168	5654	84	5570	10000	49398	10000
10-14	12,5	5813	325	65	100	5486	50	5436	9759	48367	9698
15-19	17,5	4406	246	49	90	5386	45	5341	9588	47454	9081
20-24	22,5	5156	288	58	126	5296	63	5233	9394	46430	8351
25-29	27,5	3938	220	44	114	5170	57	5113	9178	45310	8187
30-34	32,5	4188	234	47	145	5055	72	4983	8946	44055	7854
35-39	37,5	3781	211	42	155	4911	78	4833	8676	42376	8601
40-44	42,5	6000	335	67	293	4755	147	4609	8274	40068	8704
45-49	47,5	4938	276	55	287	4462	143	4319	7753	36954	9603
50-54	52,5	7531	421	84	521	4175	260	3915	7028	33016	9325
55-59	57,5	5188	290	58	427	3655	213	3441	6178	27951	9838
60-64	62,5	9031	505	101	883	3228	442	2787	5002	17768	9022
65-69	67,5	20156	1127	225	2345	2345	1172	1172	2105	5262	7011
70 et plus	72,5	0	0	0	0	0	0	0		0	
Total		178875	10000		5654					484408	
Espérance de vie à 7,5 ans										48,44	

Tableau n°3.13 : Congo. Application de la formule (60) à la population féminine, avec les données ajustées, pour la période 1974-1984. ($r=0,0325$, $x_0=7,5$ ans).

Groupes d'âges	Age central (x)	Décès ajustés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{(r)x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{(r)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues	Fonction de survie obtenue par la formule (30)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0-4	2,5	80938	4804								
5-9	7,5	9479	563	113	144	5283	72	5211	10000	49443	10000
10-14	12,5	4965	295	59	88	5140	44	5095	9777	48460	9498
15-19	17,5	4271	254	51	90	5051	45	5006	9607	47580	9567
20-24	22,5	4028	239	48	99	4962	50	4912	9425	46601	9088
25-29	27,5	4132	245	49	120	4862	60	4802	9215	45449	8842
30-34	32,5	4132	245	49	141	4742	71	4672	8965	43983	8201
35-39	37,5	5208	309	62	209	4601	105	4497	8629	42173	9186
40-44	42,5	4132	245	49	195	4392	98	4295	8241	39999	9129
45-49	47,5	5521	328	66	307	4197	153	4044	7759	37122	10371
50-54	52,5	5972	354	71	391	3890	195	3695	7090	33558	10677
55-59	57,5	5174	307	61	398	3500	199	3301	6333	28699	10504
60-64	62,5	9271	550	110	839	3102	420	2682	5146	18293	9611
65-69	67,5	21250	1261	252	2263	2263	1131	1131	2171	5427	7288
70 et plus	72,5	0	0	0	0	0	0	0		0	
Total		168472	10000		5283					486786	
Espérance de vie à 7,5 ans										48,68	

Les probabilités de survie des tableaux n° 3.12 et 3.13 des colonnes (10) sont comparées à celles obtenues par les compositions par âge de la population des colonnes (12) et sont reprises, avec celles de la RCA, au graphique n° 3.9.



Graphique n° 3.9 : Probabilités de survie (pour 10000) de 7,5 ans à 67,5 ans selon les décès ajustés et non ajustés.

Les décès, ajustés ou non, permettent d'estimer des probabilités de survie dont l'apparence est normale, elles décroissent constamment et sont toutes inférieures à 10000. La comparaison avec les probabilités estimées par les compositions par âge, révèle les « irrégularités » provoquées par les mouvements migratoires. Sur le graphique n° 3.9, les courbes du Congo expriment la correction apportées par l'utilisation des décès, dans une première partie en augmentant les probabilités de survie entre 12,5 ans et 42,5 ans, puis en les

ramenant sur un cours normal pour les probabilités qui approchent ou dépassent 10000. Les résultats de la RCA sont comparables à ceux du Congo, dans la mesure où les décès améliorent la courbe des probabilités de survie, même si les probabilités de la RCA estimées par la composition par âge sont toutes inférieures à 10000. On peut noter la quasi égalité des courbes du Congo, alors que la différence entre sexes est notable en défaveur de la population féminine s'agissant de la RCA. Nous en avons l'illustration avec les espérances de vie à 7,5 ans avec un écart de 8,66 ans pour la RCA (49,60 ans pour les hommes et 40,94 ans pour les femmes), 0,24 ans pour le Congo mais légèrement en faveur des femmes (48,44 ans contre 48,68 ans).

Loin de constituer une solution efficace, le recours au décès est malgré tout un moyen d'arriver à des probabilités de survie débarrassées de l'influence des mouvements migratoires. Toutefois, l'efficacité de la démarche basée sur les décès repose sur leur collecte. En effet, le sous dénombrement de décès par exemple se répercute forcément sur les probabilités de survie, comme l'ont révélé les espérances de vie à 7,5 ans, en affichant un écart insignifiant pour le Congo ou un écart plus large pour la RCA.

Vue d'ensemble et sous-conclusion

L'imbrication des phénomènes démographiques dans la détermination du stock d'une population observée à une date donnée est schématisée par les modèles de population. Les propriétés du modèle de la population semi-stable, membre de la famille des populations malthusiennes, ont permis de proposer une estimation des probabilités de survie.

Partant de l'hypothèse de population semi-stable, il est aisé d'obtenir des probabilités de survie, principalement en se servant du taux de croissance intercensitaire et la composition par âge de la population. A ces deux éléments, on a ajouté les compositions par âge des décès. L'utilisation de la composition par âge a l'avantage de la simplicité et de la facilité de disposer des distributions des effectifs par âge et sexe. De plus, en faisant le rapport de $kp(n,t)$ à 7,5 ans à $kp(n,t)$ aux autres âges, on n'a même plus besoin de disposer d'un taux brut de mortalité, qui se neutralise. Cela relève certes d'une heureuse circonstance, mais permet de s'affranchir des effets et de la difficulté de calcul du taux brut de natalité.

Pour estimer les probabilités de survie selon l'hypothèse de semi-stabilité, le taux de croissance doit être le même pour tous les âges. En suivant cette rigueur méthodologique, nous avons obtenu des courbes de probabilités de survie atypiques, car celles-ci ne sont pas constamment décroissantes. Pis, certaines probabilités de survie sont supérieures à 1. Hormis les erreurs de déclaration des âges, ce sont essentiellement les mouvements migratoires qui sont la cause d'une telle allure des courbes de survie.

Dans le but d'améliorer le résultat, nous avons fait entorse, en vain, au cadre rigoureux des populations stables afin d'introduire un taux de croissance qui varie en fonction de l'âge.

Tous les pays examinés sont logés à la même enseigne. Dès le départ, le Cameroun et le Gabon ne remplissent pas les critères d'une population semi-stable. Le Congo et la RCA ont des compositions par âge qui ne varient presque pas pendant les périodes intercensitaires, donc pouvant être considérés comme semi-stables. Pour ce qui est des résultats, les probabilités de survie du Cameroun et de la RCA sont toutes inférieures ou égales à 1, dans le cas d'un taux de croissance fixe pour tous les âges. Dans l'hypothèse d'un taux de croissance variable selon l'âge, la situation du Cameroun est inchangée, alors que certaines probabilités de survie de la RCA deviennent supérieures à 1.

Le Congo et le Gabon, quelque soit l'hypothèse du taux de croissance considérée, présentent des probabilités de survie supérieures, parfois de beaucoup, à 1. Ces deux pays étant considérés comme des pays d'immigration, aux défauts des données s'ajouteraient donc les effets des mouvements migratoires.

Dans la deuxième étape, les probabilités de survie ont été estimées par la composition par âge des décès. Lorsque les déclarations des décès sont jugées acceptables, on abouti à des résultats conformes aux attentes. Les courbes de survie ont des allures assez correctes. A noter qu'il n'y a pas de différence entre pays quelque soit l'évolution de la composition par âge.

Pour les pays ayant des décès sous-déclarés, nous avons procédé préalablement à leur correction. L'utilisation des décès a l'avantage de corriger automatiquement l'effet des mouvements migratoires. Mais cette démarche pose quelques problèmes. Tout d'abord, s'agissant du taux de croissance, nous venons de voir que même pour les pays pour lesquels l'hypothèse de semi-stabilité est vérifiée, il n'est pas invariable pour tous les âges. Ensuite, l'espérance de vie à la naissance est impossible à obtenir. On préconise souvent l'utilisation d'une autre méthode pour estimer la probabilité de survie de la naissance à 1 ou 2 ans, de façon à disposer d'une série complète des survivants de la table de mortalité.

Pour pallier la sous déclaration des décès des douze derniers mois, il a fallu les corriger, mais les hypothèses de base du modèle utilisé sont très rigides et manquent de réalisme. Il est impensable que le pourcentage de sous déclaration soit le même à tous les âges, comme on le suppose dans la démarche suivie.

Enfin, la critique la plus pertinente vise l'utilisation même des modèles de population. Ces derniers présentent l'immense avantage de se passer des approches longitudinales et transversales et des relations qui les lient. Mais, lorsque les données sont de mauvaise qualité, les hypothèses du modèle sont difficilement vérifiables, même si les pays ont les caractéristiques d'une population stable en général ou d'une population semi-stable en particulier. On ne peut donc pas profiter des nombreux avantages que ces modèles recèlent par ailleurs.

Les nouveaux défis que l'analyse doit relever sont ceux liés à la « déstabilisation » des populations des pays étudiés, sans que la collecte ne soit pleinement satisfaisante. Il n'en demeure pas moins que les éléments de connaissance de la population que nous avons présentés jusqu'ici constituent la base pour une réflexion sur les changements à apporter dans la conception de la collecte.

Chapitre 2 L'accumulation des connaissances sur le passé et les possibilités de se projeter dans l'avenir

Ne disposant pas des moyens de faire des projections, les éléments du passé nous servent plus que ceux du présent pour tenter de comprendre comment évolueront les populations dans le futur. Le passé et le présent servent à élaborer des scénarios du futur des phénomènes démographiques au moyen de certaines hypothèses. A défaut d'estimer les valeurs probables des indices démographiques à venir, le passé peut servir d'appui pour une réflexion sur l'amélioration de la collecte. Avant de présenter quelques pistes pour celle-ci, nous allons voir comment utiliser les résultats obtenus précédemment pour présenter des pistes d'évolution démographique dans le futur.

Section 1 L'évolution démographique dans le futur dans un contexte défavorable pour la mortalité et de manifestation des premiers signes de baisse de la fécondité

Est-ce que le futur des pays étudiés se réduit au prolongement des tendances passées ? S'il était possible de maîtriser l'avenir, on pourrait se contenter de prolonger les tendances actuelles ou prédire ce qu'elles seraient. Malheureusement, aucun pays n'est totalement maître de son futur. En revanche, un pays peut agir sur certains paramètres pour influencer l'évolution démographique. Des politiques familiales adaptées agiraient sur la fécondité en vue de préserver la santé de la mère et de sa progéniture. Pour autant, on n'est pas à l'abri d'une pandémie comme le SIDA, ou d'un phénomène de nature différente complètement imprévisible. Nous allons examiner les phénomènes démographiques selon qu'ils alimentent ou non la population totale afin de voir comment ils participent à l'évolution future de la population dans le contexte propre aux pays étudiés.

Paragraphe 1 L'implication de la fécondité reste considérable à cause de l'inertie des phénomènes démographiques aidée parfois en cela par l'immigration

Lors de l'étude sur la fécondité nous avons classé les cinq pays en deux groupes, celui des pays ayant une évolution stable ou à la baisse comme le Cameroun, le Congo et le Gabon. Le deuxième groupe comprend la RCA et le Tchad, pays dont l'ISF affiche une tendance à la hausse. Dans le premier groupe, le Congo et le Gabon sont plutôt considérés comme des pays d'immigration, alors que les deux pays du deuxième groupe sont des pays qui voient plutôt une partie de leur population aller vers d'autres lieux, pouvant leur offrir de meilleures conditions de vie. Nous abordons successivement les deux groupes de pays.

1 1 Les pays dont l'ISF est relativement plus faible, avec tendance à la stabilité ou à la baisse

La fécondité, pour tous les pays, et l'immigration (Congo et Gabon principalement) sont les principaux moteurs de la dynamique des populations. S'agissant de la fécondité, les deux pays d'immigration sont handicapés originellement par une relative sous fécondité. Ce sont ces pays, avec le Cameroun (qui n'est pas a priori un pays d'immigration), qui ont connu une baisse ou une stabilité de la fécondité du moment par le passé. Est-ce que les deux pays ayant la plus faible fécondité transversale, en comparaison aux trois autres, sont engagés dans une baisse durable ? La réponse à cette question n'est pas évidente. On peut penser que du point de vue de la situation économique de ces pays, à savoir, pays ayant le PIB par habitant le plus élevé des cinq, la fécondité aurait tendance à augmenter suite à l'amélioration de la situation sanitaire. Car, c'est cette dernière qui est supposée être à l'origine de l'hypofécondité. Par conséquent l'amélioration de la situation sanitaire augmenterait le niveau

de fécondité. Au lieu de cela, nous sommes face à une baisse ou une stabilité. Mise à part la richesse relative de ces pays, leur situation politique permet –elle d'accréditer l'hypothèse de l'amélioration des conditions sanitaires ? La prudence est de mise pour le Congo qui traverse une crise socio-politique depuis le début des années 90. Pour ce pays il est difficile de dire si la baisse tendancielle de l'ISF est l'amorce d'un changement de comportement ou le résultat de la dégradation des conditions socio-sanitaires. En revanche, le Gabon s'orienterait peut-être vers un début de changement de comportement démographique en matière de fécondité, si l'on en croit les proportions de la population qui connaît au moins une méthode contraceptive (96 % de femmes et 98 % d'hommes) d'une part, et celles en ayant déjà utilisé au moins une (73 % de femmes) d'autre part, au moment de l'EDS 2000. Ces proportions sont quasiment les mêmes que celles observées lors de l'EDS 2005 du Congo. En effet, 98 % de femmes interrogées déclarent connaître une ou plusieurs méthodes de contraception, alors qu'elles ne sont plus que 88 % à avoir déjà pratiqué au moins une fois la contraception.

Le Cameroun qui serait plutôt un pays d'émigration connaît une baisse certaine de son ISF, dont le début daterait du milieu des années 70. Contrairement au Congo et au Gabon qui ont une économie rentière basée sur les richesses forestières et le pétrole, le Cameroun en plus du pétrole, développe une économie agroalimentaire sans pareil dans la sous région d'Afrique centrale, et est considéré à certains égards comme son grenier. Les résultats des EDS montrent qu'il y a un changement de comportement en termes de connaissance et d'utilisation de la contraception. 90 % de femmes interrogées lors de l'EDS 2004 déclarent connaître au moins une méthode de contraception, parmi elles 54 % disent avoir déjà utilisé au moins une de ces méthodes.

Pour ce qui est de l'avenir, les tendances de la fécondité dans les générations, d'après les données des EDS (Cameroun 2004, Congo 2005 et Gabon 2000), s'orientant plutôt vers la baisse, dire que la fécondité des dix ans à venir va baisser est une hypothèse que l'on peut retenir pour faire des projections.

Concernant l'immigration, la situation de l'observation démographique particulière des trois pays ne permet pas d'approcher la réalité avec certitude, au présent comme au passé. Les tentatives de projection sont donc empreintes d'incertitudes du fait de la connaissance imparfaite du passé et du présent. En dépit du manque d'informations précises sur l'immigration, comme l'émigration d'ailleurs, sur un plan démographique, les informations économiques par exemple permettent de savoir que le Congo et le Gabon attirent des populations d'Afrique subsaharienne du fait de leur économie pétrolière, ce qui ne serait pas encore le cas du Cameroun.

1 2 Les pays dont l'ISF est relativement le plus élevé affichent une tendance à la hausse

La RCA et le Tchad sont les pays les plus féconds au regard de leur ISF. Celui-ci dépasse largement 6 enfants par femme pour le Tchad. Si pour ce dernier, la tendance est clairement à la hausse, cela est moins évident concernant la RCA. S'agissant de celle-ci, on peut considérer sinon une baisse, au moins une stabilité. La fécondité des générations ne permet pas de les différencier, on ne constate pas encore d'effet de génération sur les taux. On peut supposer que la tendance des années 2000 au Tchad et 1990 en RCA vont se maintenir. Les proportions des femmes ayant connaissance d'au moins une méthode contraceptive sont plus faibles que celles du groupe de pays précédent. Selon l'EDS 1994-1995 de la RCA, 75 % de femmes déclaraient connaître au moins une méthode de contraception. Ce pourcentage, bien qu'étant élevé, est inférieur à celui des autres pays. Il l'est encore plus pour le Tchad, dont le pourcentage dépasse à peine 60 % lors de l'EDS 2004, tout en enregistrant une progression par rapport à l'EDS 1996-1997 pour laquelle ce pourcentage était de 45 %. Les

pourcentages d'utilisation au cours de la vie et pendant l'enquête sont encore plus faibles, soit 35 % de femmes disaient avoir déjà utilisé au moins une fois une méthode de contraception au cours de leur vie et 14 % pendant l'enquête en RCA (EDS 1994-1995). Au Tchad, les pourcentages d'utilisation au cours de la vie et au moment de l'enquête sont non seulement très faibles, en comparaison avec tous les autres pays étudiés, mais stables entre les deux EDS 1996-1997 et 2004, soit 8 % pour le premier pourcentage (en 1996-1997 comme en 2004) et 3,9 % en 1996-1997 et 3 % en 2004 pour le deuxième pourcentage.

Ces deux pays sont les maillons faibles de l'économie sous régionale de l'Afrique centrale (voir graphique n° 2.13). Ils connaissent en outre des troubles socio-politiques récurrents ayant des origines internes, mais qui sont également des conséquences de la crise du Darfour. L'instabilité à laquelle ils font face les érige plus en pays d'émigration. La dynamique de leur population tirerait donc sa substance du mouvement naturel.

Paragraphe 2 La mortalité est-elle réellement en concurrence avec l'émigration comme on le stipule en analyse démographique ?

L'évolution de la mortalité est entrée dans une phase défavorable au Cameroun (générations nées dans les années 90) et au Tchad (générations nées dans les années 80). Il faut s'attendre à une baisse de l'espérance de vie à la naissance pour les générations de ces pays. La mortalité de la RCA ou du Congo est la moins bien connue, néanmoins, on peut penser qu'elle n'évolue pas favorablement. La RCA est le pays qui a l'espérance de vie à la naissance la plus faible de tous les pays étudiés, comme nous l'avons vu au graphique n° 2.12. Même si ce graphique ne concerne que l'approche transversale, on peut sérieusement supposer que la mortalité dans les générations s'est également dégradée ces vingt ou vingt cinq dernières années. Le Congo connaît la même évolution dans les générations, et la situation sociale et économique est comparable à celle de la RCA. Cette dernière est relativement désavantagée par rapport au Congo qui a un secteur pétrolier en plein essor. Si l'on ajoute la problématique du SIDA et le sempiternel paludisme, il est probable que la mortalité augmentera encore pendant les 15 ou 20 ans à venir dans ces deux pays.

Le Gabon est le seul pays pour lequel on peut penser qu'au pire l'espérance de vie à la naissance est appelée à stagner au niveau atteint aujourd'hui, qu'au mieux à évoluer à la hausse.

L'émigration concernerait d'abord les pays économiquement défavorisés. On peut émettre l'hypothèse selon laquelle l'émigration est négativement corrélée avec le niveau de développement. Seraient donc concernés au premier plan des pays comme la RCA et le Tchad, alors que le Congo et surtout le Gabon feraient figure de « terres d'immigration » du fait de leur économie pétrolière. Malgré la faiblesse relative du PIB par tête, en comparaison du Congo et du Gabon, le Cameroun affiche un certain dynamisme économique, notamment dans le secteur de l'agroalimentaire. Ce dynamisme est susceptible d'attirer les populations des autres pays d'Afrique subsaharienne.

Autant l'immigration peut modifier la distribution de la population selon le sexe entre 15 et 45 ans environ et accroître le dynamisme de la population, autant l'émigration dans aucun pays ne peut rivaliser avec la mortalité dans la soustraction à l'observation, sans pour autant affaiblir une dynamique de la population pousser vers le haut par la fécondité. Nous pouvons en conclure que c'est la mortalité qui joue le principal rôle dans l'évolution future de la population.

Les scénarios sur le futur des populations des pays étudiés ne peuvent être raisonnables que si la connaissance est améliorée. Il est donc important d'asseoir les bases

d'une observation démographique efficiente en s'inspirant des difficultés auxquelles on est confronté dans la connaissance du passé.

Section 2 Avant la fiabilité des indicateurs, l'amélioration de la collecte

L'accumulation des connaissances a l'intérêt de révéler les défaillances qui se sont produites dans le passé. Ces dernières ajoutées aux incohérences méthodologiques de la collecte que peuvent révéler les principes de l'analyse démographique offrent l'opportunité d'une réflexion sur la collecte dans le futur. Les sources de données qui prévalent sont majoritairement tournées vers l'analyse transversale. Certains phénomènes sont plus étudiés que d'autres. Malgré les avancées constatées avec les EDS, l'orientation et les objectifs de la collecte sont autant de contraintes qui handicapent l'analyse. Nous allons faire quelques préconisations dans le but d'apporter un certain équilibre s'agissant des phénomènes démographiques et la méthodologie d'analyse.

Paragraphe 1 Les phénomènes démographiques

Des deux phénomènes d'entrée dans une population, le plus étudié est la fécondité, pour des raisons que nous avons présentées dans l'introduction. Le deuxième, l'immigration, est complètement absent de la collecte. L'hypothèse d'uniformité des comportements entre autochtone et immigré a toujours servi de paravent pour passer sous silence ce phénomène en analyse démographique. Du coup son absence dans la collecte n'est pas très gênante pour l'analyse.

Du côté des phénomènes qui extraient définitivement ou temporairement de l'observation, la mortalité est encore déficitaire dans la collecte, mais l'émigration, l'autre phénomène de sortie d'une population d'un territoire, l'est encore plus. Là aussi l'hypothèse d'un comportement identique des populations qui meurent ou qui émigrent avant de vivre le phénomène étudié, est souvent utilisé comme prétexte pour ne pas accorder beaucoup d'importance à l'émigration dans la collecte, en plus de la difficulté réelle d'observer les phénomènes migratoires en général.

Pour coller à l'analyse démographique, il faut que la collecte fournisse les données nécessaires à son application. La force ou la faiblesse des hypothèses formulées et la fiabilité ou non des indicateurs souhaités peuvent constituer le point de départ, ou le préalable à l'élaboration d'une bonne stratégie de collecte.

1 1 Des hypothèses encore faibles et des indicateurs fragilement fiables

En postulant l'hypothèse fondamentale, celle de l'indépendance entre phénomène étudié et phénomènes perturbateurs, nous avons estimé les taux de fécondité et les quotients de mortalité beaucoup plus en transversal qu'en longitudinal. Les événements et les populations sont disponibles, mais sans la possibilité de mener une véritable analyse longitudinale. Commençons par la fécondité en remarquant que le nombre d'enfants nés vivants au total n'étant pas réparti selon la date de naissance et l'âge de la mère à la naissance de chaque enfant nous empêche d'estimer les taux de fécondité par âge dans les générations. Comme nous l'avons constaté pour certains pays (le Cameroun et le Gabon notamment), la fécondité dans les générations commence à baisser, il serait intéressant de renseigner l'histoire génésique complète des femmes lors des opérations de collecte. De telles informations permettraient par exemple d'établir clairement le calendrier de la fécondité. De même, le début de la baisse de la fécondité dans les générations ne va pas sans poser la question sur l'intérêt d'étudier la fécondité selon le rang et toutes les problématiques sur la réduction

progressive de la taille de la famille. Les opérations de collecte, à l'exception des EDS qui ont d'autres types de limites, n'incluent pas encore ces préoccupations dans les questionnaires.

L'étude de la mortalité est l'occasion de s'apercevoir que les décès des douze derniers mois sont loin d'être inutiles, à condition de se prémunir contre les omissions et les mauvaises déclarations. Le recensement de 1987 du Cameroun a montré que les résultats de la transformation des taux en quotients ne sont pas mauvais. La question sur les décès des douze derniers mois mérite toute l'attention lors de la collecte. Reste que l'hypothèse contraignante de population stationnaire qui conditionne la transformation amoindrit quelque peu le bien fondé de cette démarche.

Pour remédier à la difficulté de connaître les événements par lesquels se manifeste la mortalité, on intègre la survie des parents et des enfants pour l'étude de la mortalité des adultes ou des enfants. La démarche utilisant ces informations est encore très dépendante des tables types de mortalité, faute de disposer directement par l'observation des éléments (événements et populations) de calcul des indicateurs. La dimension temporelle là encore fait défaut ; il suffirait simplement de demander à la population la date de naissance, l'âge au décès et la date de décès de leurs enfants ou de leurs parents pour y remédier. Cette façon de procéder a un avantage supplémentaire de confronter les différentes modalités de collecte des données sur les événements afin de retenir celle qui donne des résultats fiables.

Le phénomène démographique le plus défavorisé dans la collecte des pays étudiés sont les mouvements migratoires. Une habitude, sans doute mauvaise, consiste à cantonner les mouvements migratoires au statut de phénomène perturbateur avec son corollaire, assimiler les populations concernées aux populations qui vivent le phénomène étudié, comme nous venons de le voir. Dans un premier temps, il est intéressant d'étudier le phénomène pour lui-même, comme on le ferait pour la mortalité ou la fécondité. Les questions sur le lieu de naissance et la date d'entrée dans le territoire permettent d'avoir les événements sur l'immigration, alors que l'interrogation des proches reste le seul moyen de s'informer sur la population ayant émigré. On peut envisager de recueillir l'histoire migratoire de la population, à l'instar de l'histoire génésique pour l'étude de la fécondité.

L'étude de la dynamique de la population est susceptible d'être éclairée par les mouvements migratoires dans la façon dont les phénomènes d'entrée, ou de sortie, du territoire, interagissent. Il s'agit par exemple de mesurer l'action de la mortalité et l'émigration sur la dynamique de la population.

L'approfondissement des connaissances permettrait de donner un contenu vraisemblable à l'hypothèse fondamentale de l'analyse démographique par cohorte. Ainsi donc, dans un contexte de mortalité défavorable, l'action perturbatrice de la mortalité ne doit pas être minimisée. Au-delà de l'hypothèse fondamentale, chaque thème ou approche repose sur un ensemble d'hypothèses qui est souvent en déconnexion avec la réalité. A titre d'illustration, l'estimation indirecte de la mortalité par la survie des enfants est basée sur l'hypothèse d'indépendance entre mortalité des mères et des enfants. Dans les sociétés des pays étudiés les femmes donc les mères jouent un rôle irremplaçable dans la famille pour les soins apportés aux enfants. Il est donc difficile qu'un enfant survive à la mort de sa mère. Le développement de la collecte sur la survie des enfants avec les EDS permettra d'aborder plus finement ces aspects de l'analyse démographique des statistiques imparfaites. Encore faut-il que les sources des données évoluent dans le sens d'une pertinence accrue s'agissant des interrogations soulevées par la méthodologie en analyse démographique ?

1 2 De la compatibilité ou non des sources aux objectifs et aux principes de l'analyse démographique

Le recensement et l'enquête classique sont interchangeable car ils poursuivent les mêmes objectifs. A côté d'eux, les EDS ont apporté un nouveau souffle à l'observation démographique des pays étudiés. Mais ce qui importe c'est la capacité à répondre aux objectifs de l'analyse démographique. De manière générale, la collecte était conçue de manière à parer au plus pressé dans la connaissance des phénomènes démographiques. Les sources traditionnelles, sans l'état civil, sont les seules à alimenter en données l'analyse démographique. Paradoxalement, la conception de la collecte ne fait que très peu de cas des principes de l'analyse démographique.

Comme le recensement est la seule occasion d'organiser une collecte exhaustive sur l'ensemble du territoire, pourquoi ne pas envisager le couplage avec une enquête par sondage, dans le genre de l'enquête famille qui accompagnait l'ancienne formule du recensement français. Les EDS répondent à ce besoin, de disposer des événements et des populations concernant un phénomène, sans pour autant être totalement parfaites. Les limites des EDS au regard de l'analyse démographique, notamment dans la dimension temporelle, sont inhérentes à leurs objectifs centrés sur la fécondité et la santé maternelle. Le fait de limiter l'échantillon aux femmes de 15 à 49 ans signifie qu'un seul groupe de cinq générations de femmes âgées de 45 à 49 ans est en fin de vie procréatrice, et donc susceptible de livrer une histoire génésique complète. On peut ajouter le groupe de femmes âgées de 40 à 44 ans au moment de l'enquête qui a déjà fait l'essentiel de sa descendance. Il est donc difficile de confronter les indices transversaux et longitudinaux permettant de juger de l'évolution des comportements. Pour se placer dans de telles conditions, il aurait fallu élever la borne supérieure de l'intervalle de l'échantillon et intégrer les femmes de 65 ans. On disposerait d'environ quatre groupes de générations qui seraient déjà ou presque à la fin de leur vie féconde.

Est-ce qu'on peut envisager sérieusement un tel échantillon, compte tenu de la faiblesse de l'espérance de vie à la naissance dans ces pays ? Il serait intéressant de le faire pour des pays qui enregistrent des progrès dans la lutte contre la mortalité. Le Gabon est le seul présentant ce profil.

Une dernière remarque s'impose concernant l'approche transversale. Plus on remonte dans le passé, l'éventail des âges observés se réduit, la synthèse transversale n'est possible que rigoureusement pour les cinq ans ayant précédé l'enquête avec une tolérance à 10 ans maximum avant la collecte. La synthèse se réduit à des cumuls à 34 ans révolus pouvant remonté jusqu'à 15 ans avant l'enquête. Cela n'est pas gênant si les taux de fécondité au-delà de 35 ans sont très faibles. Dans la réalité, il n'en est pas ainsi.

L'étude de la mortalité peut se passer difficilement des déclarations sur la survie des proches, en l'absence de l'état civil. Il est précisément question de la survie des frères et sœurs et de la survie des enfants. L'objectif de cette thématique dans les questionnaires des EDS est d'étudier la mortalité des enfants et la mortalité maternelle. Incidemment, on peut étudier la « mortalité générale » par les décès des frères et sœurs, avec la possibilité de confronter les résultats obtenus selon la source des décès ou la modalité de déclaration des décès. La possibilité offerte par les EDS d'étudier la mortalité un peu plus classiquement, par l'estimation des quotients de mortalité, leur confère un avantage considérable sur les sources traditionnelles. Il n'empêche que, comme pour la fécondité, le fait de limiter l'échantillon à la population féminine de 15-49 ans génère des contraintes. On ne peut pas estimer une table de mortalité complète, car les quotients de mortalité après 55 ans, et même dès 30 ou 35 ans en utilisant la survie des enfants, sont indisponibles du fait d'une mortalité très élevée aux grands âges qui empêche toute observation. La conséquence immédiate est de ne pas disposer de

l'espérance de vie à la naissance. En outre, seules les femmes sont interrogées sur la survie des enfants ou des proches (frères et sœurs), alors qu'on pourrait également interroger les hommes et cela offrirait une opportunité supplémentaire de confronter les données.

Il y a donc la nécessité de dépasser le cadre limité des EDS et envisager des enquêtes qui aborderont le thème de la mortalité par la survie des proches avec un échantillon composé d'enfants et d'adultes.

Plus généralement l'idéal serait de procéder à des enquêtes selon des thématiques renvoyant chacune à un phénomène démographique. Ainsi donc, on parlerait d'enquête fécondité, d'enquête mortalité ou d'enquête mouvements migratoires.

Les sources que nous venons d'évoquer ne concerne que la fécondité générale avec évènements renouvelables, la mortalité toutes causes confondues et les mouvements migratoires toutes causes confondues également. La finalité de la démographie, entres autres, est d'influencer l'action politique notamment dans la mise en place des politiques familiales ou de lutte contre les épidémies ou les maladies endémiques. Afin de tenir compte de ses spécificités, on doit disposer des informations sur les causes de décès par exemple. Or les sources que nous avons considérées jusqu'à maintenant ne sont pas très appropriées pour fournir des informations sur les causes de décès. Pour ce faire, on doit recourir aux sources hospitalières. Il s'agit donc de réfléchir sur la nécessité de passer du général au spécifique d'un phénomène démographique quand les sources « habituelles » ne se contentent très souvent que du général.

Paragraphe 2 Derrière un taux, un quotient ou un indice synthétique se cache un facteur ou une cause que les sources traditionnelles n'intègrent pas nécessairement

La fécondité légitime, la mortalité par causes, les mouvements migratoires pour des raisons de santé ou les migrations de travail sont autant de facteurs ou de causes qui sont liés aux phénomènes démographiques.

La prise en compte de la fécondité légitime dans un contexte de début de baisse de la fécondité permet d'apprécier l'influence de la nuptialité par l'âge au premier mariage, la durée entre le premier mariage et la première naissance, mais également l'influence de la durée du mariage. En se limitant à la nuptialité, il est possible d'intégrer la collecte d'informations sur l'histoire matrimoniale, de la façon la plus complète possible, de la population dans les sources habituelles. L'état civil dans les pays où cela marche est la source de données sur la nuptialité.

La mortalité par causes ne peut être observée correctement avec le recensement, l'enquête classique ou l'EDS. Les tentatives de collecte des causes courantes de mortalité, ayant trait à la maladie, n'apportent pas une pleine satisfaction. On peut concevoir un volet spécifique pour une maladie de grande ampleur, comme cela se fait avec le module VIH/SIDA des EDS. A défaut on devrait recourir aux statistiques sanitaires et hospitalières.

Les mouvements migratoires font l'objet de statistiques sommaires aux frontières. Mais, c'est au département d'Etat en charge de ces questions que l'on devrait trouver les statistiques détaillées fournissant par exemple les motifs d'entrée ou de sortie du territoire des nationaux et de étrangers.

L'analyse démographique est certes tributaire des données de la collecte par le recensement ou l'enquête démographique, mais la complexité des phénomènes démographiques impose de puiser dans d'autres sources de nature administrative. D'où cette

nécessité, sans cesse exprimer, de mettre en place un système intégré de collecte ponctuelle et d'observation permanente.

En guise de conclusion à ce chapitre, nous disons que les projections dans le futur dépendent des enseignements tirés de l'évolution du passé, de la conjoncture, mais aussi des anticipations des résultats des politiques menées aujourd'hui. La structure par grands groupes d'âges traduit la vigueur des populations étudiées. La fécondité va encore peser dans l'alimentation des effectifs de population, malgré le début de baisse enregistré. La mortalité bénéficie des actions de la communauté internationale, qui agissent favorablement lorsque la conjoncture individuelle des pays s'y prête. Dans le cas contraire, lorsque ces pays doivent faire face à des épidémies ou des pandémies, ces actions n'ont que des effets limités. C'est la raison pour laquelle, nous avons supposé que la mortalité va évoluer défavorablement dans le futur. Quant aux mouvements migratoires, ils risquent de se développer avec l'intensification de l'exploitation des ressources pétrolières et parallèlement à la paupérisation des pays déjà fragilisés économiquement.

La collecte des données, en l'absence de l'état civil, devrait privilégier l'équilibre dans la méthodologie de l'analyse démographique afin de permettre le développement conjoint des approches transversale et longitudinale. Pour ce faire, les EDS pourraient servir de modèle en procédant par observation rétrospective de plusieurs générations. Par ailleurs, l'impossibilité d'avoir toutes les données nécessaires pour une étude démographique approfondie doit conduire à développer la collaboration avec des sources non démographiques comme les sources hospitalières par exemple, pour les causes de décès.

Vue d'ensemble et conclusion

L'action passée et conjuguée de la mortalité et de la fécondité et des mouvements migratoires imprime sa marque sur la population observée à une date. La modélisation est une des voies qui permet de décrire les relations existant entre les variables démographiques concernées. Si les conditions de validité du modèle de population correspondant à la population étudiée sont remplies, ce cadre sert à l'estimation des indicateurs démographiques en servant de passerelle reliant le passé et le futur. Dans l'utilisation que nous avons faite du modèle de population semi-stable, nous avons estimé les probabilités de survie dans deux configurations, l'une répondant aux critères du modèle et l'autre n'y répondant pas. En changeant la considération sur le taux de croissance des effectifs entre deux opérations de collecte, les résultats n'ont pas connu d'amélioration. Mais l'abandon des effectifs au profit des décès a produit des probabilités de survie a priori correctes, tout en masquant les effets de l'utilisation d'une population ouverte. Ce fait plaide en faveur de l'observation des décès des douze derniers mois dans la collecte par les sources traditionnelles.

La structure de la population et les taux de croissance utilisés montrent l'ampleur des efforts à fournir sur le plan politique, tant la part des moins de 20 ans et des 20-65 ans dépassent 90 % de la population. Le corollaire d'une telle structuration est le maintien de taux de croissance de doublement de la population dans un horizon ne dépassant pas 20 ans.

L'atterrissage dans le futur devrait donc s'accompagner d'une offre méthodologique à la hauteur des enjeux que nous venons de décrire. A côté du renforcement des sources disponibles actuellement, il importe de créer ou d'accroître le recours à d'autres sources pour avoir une vision plus globale des questions démographiques.

CONCLUSION GENERALE

La démarche de l'analyse démographique dans le contexte du Cameroun, du Congo, du Gabon, du Tchad et de la RCA nécessite une réflexion approfondie sur la qualité des données disponibles. D'où l'intérêt de préciser la place de la collecte des données en démographie, mais aussi des rapports entre celle-ci et les institutions des pays étudiés. La collecte est en relation étroite avec les sphères administrative et politique. Il en découle une divergence dans les missions assignées à la collecte du point de vue de l'administration mais aussi de celui des démographes. La logique de ces derniers s'inscrit dans les exigences de la démarche scientifique basée sur la rigueur et la fiabilité des résultats, avec un va et vient entre hypothèses et conclusions selon le principe de la réfutation. La logique administrative (et politique) est empreinte de la nature des institutions et de la nature du système politique. Dans le cas des pays que nous venons d'étudier, les deux logiques sont conflictuelles. Il en résulte des conséquences sur la collecte dont la finalité sera plus en accord avec la logique politico-administrative.

Concilier les deux logiques n'est qu'une condition nécessaire, dont la condition suffisante serait l'optimisation, ne serait-ce que relative, de la collecte, à l'image de la situation des pays développés. Les systèmes politiques et les institutions de ces derniers garantissent une certaine cohérence entre logique administrative et logique des démographes ou de la communauté scientifique en général.

Les instruments d'étude des populations des pays étudiés existent, tant sur le plan méthodologique que théorique. La question de leur pertinence est secondaire face à la difficulté ou l'impossibilité d'appliquer ces instruments aux données disponibles. Nous avons fait le choix d'exploiter le produit de la collecte qui est disponible afin de contribuer à l'amélioration de la collecte future avec pour objectif fondamental de faciliter l'application de la démarche de l'analyse démographique aux pays étudiés. L'estimation des indicateurs de mesure des phénomènes démographiques n'est pas une fin en soi. Elle demeure un moyen d'élaborer un schéma explicatif qui mette en lumière la causalité entre facteurs dans l'explication des changements démographiques intervenus pendant les cinquante dernières années.

Notre démarche privilégie l'échelon national qui masque forcément l'hétérogénéité spatiale. Beaucoup d'études montrent à quel point les transformations de l'espace urbain induisent des changements du comportement démographique.

Il est difficile de tracer une trajectoire claire de l'évolution des phénomènes démographiques étudiés. La fécondité, comparativement aux autres phénomènes et pour des raisons évoquées en introduction, semble mieux lotie que la mortalité. Nous avons essayé de mettre en lumière les tendances de la fécondité par l'indice conjoncturel. Le Cameroun et le Congo enregistrent une légère tendance à la baisse respectivement entre 1968 et 2002, et entre 1961 et 2003. La RCA connaît une évolution de l'ISF plutôt à la hausse sur la période 1960-1995. Les femmes Tchadiennes ont vu leur ISF augmenter nettement entre 1960 et 2003. La tendance de l'ISF du Gabon est stable entre 1960 et 1995. Ces évolutions sont étroitement liées à l'évolution de la situation sociale et économique de chaque pays.

Sur le plan méthodologique, la fécondité est étudiée essentiellement par l'approche transversale avec un indéniable avantage sur l'approche longitudinale, dans un contexte où l'observation est problématique. En effet, la conception de la collecte favorise l'approche transversale. L'impossibilité d'appliquer l'approche longitudinale empêche de connaître le comportement des différentes générations féminines engagées dans la fécondité. En conséquence, on ne bénéficie pas de la complémentarité des deux approches, surtout dans un contexte d'amorce de baisse de l'ISF dans certains pays. Il serait intéressant de voir comment cette baisse se traduit dans les générations.

A défaut de développer une véritable approche longitudinale, il est possible de replacer les taux de fécondité transversaux des EDS dans les générations. On s'aperçoit que l'effet de génération commence à se faire jour au Cameroun, au Congo et au Gabon. Par ailleurs, une tentative de reconstitution de la fécondité passée des générations par la méthode de Brass, à partir des descendance obtenues par les sources traditionnelles, a permis de constater une évolution cyclique de la fécondité, sans parvenir à établir une translation démographique cohérente.

L'estimation de la mortalité est plus délicate, car les opérations de collecte tels que le recensement et l'enquête classique ne réservent pas une place de choix à ce phénomène. Ainsi, est-il difficile de dessiner un profil de l'évolution de la mortalité. La difficulté d'obtenir des données autrement que par l'état civil rend quasiment impossible l'étude de la mortalité à partir des données de recensement ou de l'enquête classique, même si les EDS s'avèrent plus riches en données. Par conséquent, on ne peut pas profiter pleinement du principal instrument de l'analyse, la table de mortalité.

Il y a des certitudes que la mortalité baisse en général, mais moins vite en Afrique que dans les autres parties de la planète. Pour ne rien arranger, l'irruption du SIDA et ses conséquences sur la mortalité entraînent même la baisse de l'espérance de vie à la naissance dans certains pays africains.

L'estimation directe de la mortalité par les décès des douze derniers mois ou par les décès provenant des déclarations sur la survie des frères et sœurs ou celle des enfants lors des EDS, est conduite en transversal et en longitudinal. Plus généralement, l'étude de la mortalité infantile et de ses composantes a permis de classer les pays en fonction du niveau et de l'évolution du quotient de mortalité infantile. En considérant la mortalité entre 1 et 5 ans, nous avons eu un aperçu global de la mortalité infantile et juvénile. S'agissant du niveau de mortalité infantile, le Gabon et le Tchad forment les extrêmes, respectivement en termes de minimum et maximum. Pour ce qui est des tendances, quatre pays le Cameroun, le Gabon, la RCA, le Tchad ont connu une baisse de la mortalité infantile jusqu'à la fin des années 80 ou un petit peu plus tard. La décennie 90 est marquée par une augmentation pour le Cameroun, le Congo, le Gabon et le Tchad. Nous ne disposons d'aucune donnée pour la RCA après 1995.

En transversal, les tables de mortalité obtenues par la transformation des taux estimés par les décès des douze derniers mois en quotients, sous-estiment généralement la mortalité au regard des espérances de vie à la naissance estimées. Ce sont les sous-déclarations des décès qui en sont à l'origine. A la mauvaise déclaration des décès s'ajoute le fait que l'hypothèse qui sous-tend la transformation, celle d'une population stationnaire, est loin d'être valide.

Les données sur la survie des frères et sœurs et la survie des enfants obtenues lors des EDS, bien que ne permettant pas d'estimer des tables de mortalité complètes, fournissent néanmoins des quotients de mortalité sur une période assez longue avec la possibilité de faire une lecture de l'évolution de la mortalité en transversal comme en longitudinal. De plus, on peut comparer les résultats provenant de deux sources de décès.

L'évolution conjoncturelle de la mortalité, pour les pays observés (Cameroun, Gabon et Tchad) traduit encore cette dégradation constatée à la fin de la décennie 80.

Les informations sur la survie des enfants disponibles dans les sources traditionnelles sont moins riches mais exploitables dans l'estimation indirecte de la mortalité. Moyennant des hypothèses contraignantes et l'utilisation des tables types de mortalité, on obtient des quotients de mortalité infanto-juvénile qui s'insèrent plus ou moins bien dans la trajectoire

des mêmes quotients issus de l'estimation directe. A côté de la survie des enfants, la survie des parents complète les données sur la mortalité déclarée par les proches dans les sources traditionnelles. Mais les quotients de mortalité estimés par les informations sur les décès des parents ont pour âge origine 25 ans et ne concernent que la population féminine.

Il faut souligner que les indices de la mortalité des enfants et de celle des adultes sont à la fois des instruments de connaissance de la mortalité de ces deux catégories, et des indices de base de la construction d'une table de mortalité par leur association, notamment par la fonction logit de Brass.

La difficulté de datation des indices de l'estimation indirecte rend incertaine la confrontation avec les résultats de l'estimation directe. Qu'à cela ne tienne, nous les avons considérés comme indices d'entrée dans les tables types de Ledermann afin de parvenir à des tables de mortalité complètes.

En faisant la synthèse de tous les résultats de l'estimation de la mortalité, nous avons dressé un tableau de l'évolution conjoncturelle de la mortalité et l'évolution de la mortalité dans les générations.

La troisième étape de notre travail nous a amené à examiner la dynamique de la population ou la manière dont s'associent les phénomènes démographiques dans les populations observées à différentes dates. Le modèle de population semi-stable a servi de cadre pour associer le taux de croissance de la population, le taux brut de natalité, les effectifs de la population ou les décès afin de proposer une estimation des probabilités de survie. L'effectif de la population observée à une date est la résultante des phénomènes démographiques. Leur connaissance livre également les informations sur lesquelles on peut s'appuyer pour se projeter dans le futur. Les connaissances passées et actuelles ouvrent donc la voie à des préconisations pour une collecte qui tiennent compte des erreurs du passé tout en s'éclairant des principes de l'analyse démographique.

Afin de se placer dans le cadre du modèle de population semi-stable, nous avons vérifié l'hypothèse fondamentale, à savoir la fixité des compositions par âge dans le temps. Le Congo et la RCA semblent vérifier l'hypothèse de semi-stabilité, ce qui n'est pas le cas du Cameroun ou du Gabon. Dans la phase d'application du modèle aux données observées, nous sommes passés outre le fait de vérifier ou non l'hypothèse de semi-stabilité dans le but de tirer les implications qui en découlaient. Les probabilités de survie estimées sont paradoxalement atypiques, soit supérieures à 1 à certains âges pour les pays supposés semi-stables, soit inférieures à 1 avec des courbes anormales pour les pays non semi-stables. Une entorse au modèle de base s'appliquant sur une population fermée, les nôtres étant ouvertes, est à l'origine de tels résultats.

L'utilisation par la suite d'un taux de croissance par âge a dégradé davantage les probabilités de survie. Le remplacement des compositions par âge des décès à la place des effectifs, débouche sur des probabilités de survie normales. Les décès annihilent donc les effets de l'ouverture de la population ou les effets des mouvements migratoires du fait de l'absence de concurrence entre ces derniers et la mortalité.

Malgré le fait que les données ne permettent pas d'estimer de table de mortalité couvrant tous les âges, le modèle de population est une solution assez satisfaisante. En effet, les espérances de vie à 7,5 ans que l'on obtient reflèteraient d'une certaine façon la situation sanitaire des pays étudiés. La mortalité, bien qu'élevée mais en diminution tendancielle, se combine à une natalité élevée. L'association de ces mortalité et natalité maintient un fort taux de croissance de la population. La majorité des pays étudiés présentent des taux moyens

annuels de croissance qui doublent l'effectif de la population dans un horizon de 20 ans. Le seul inconvénient est que l'estimation des taux de croissance par les données de la collecte est systématiquement sous-évaluée, du fait du sous enregistrement des naissances.

L'étude de la fécondité a montré qu'elle est entrée dans une phase de baisse sans en connaître l'ampleur. Nous avons fait l'hypothèse que dans les années qui viennent, elle continuera de baisser. Les pays encore à la traîne, la RCA et le Tchad, pourraient suivre le mouvement général.

La mortalité du fait de l'apparition du VIH/SIDA et de la persistance des pathologies habituelles en tête des causes de mortalité, va continuer à se dégrader dans tous les pays. Sauf à imaginer des efforts exceptionnelles de la part des autorités des pays concernés, de nature à renverser la tendance. Le Gabon ferait figure d'exception, mais la baisse de la mortalité y a connu un ralentissement.

Les mouvements migratoires dans les pays à économie de rente pourraient évoluer en faveur de l'immigration tant que le pétrole ou les ressources forestières seront exploités. Les pays les plus en vue sont le Congo et le Gabon. Pour les autres pays, le dynamisme économique sera déterminant pour attirer des populations étrangères ou pousser leurs propres populations à aller ailleurs. Le Cameroun a une économie dynamique grâce à l'agroalimentaire, mais la RCA et le Tchad sont les maillons faibles de l'économie sous régionale. Ces deux derniers pays continueront de pourvoir les candidats à l'immigration vers des pays économiquement plus forts.

Toutes ces évolutions doivent se faire dans un cadre où la collecte se sera débarrassée des défauts qui l'ont empêché et l'empêchent encore de jouer pleinement son rôle. Cela passe par le développement de l'état civil, le rééquilibrage méthodologique en faveur de l'analyse longitudinale. La représentativité de la mortalité et des mouvements migratoires dans les sources traditionnelles doit être améliorée. En l'absence d'observation continue, il importe de créer les conditions d'une observation rétrospective en accord avec les principes de l'analyse démographique.

Depuis les années 60 dans le milieu francophone, on peut remonter plus loin concernant le monde anglo-saxon, le nombre de travaux sur les méthodes et techniques d'estimations indirectes pour l'utilisation des statistiques imparfaites a considérablement augmenté. Le temps est peut être venu de vérifier leur pertinence par la confrontation avec l'analyse classique rendue possible par l'augmentation du volume de données disponibles.

BIBLIOGRAPHIE

1 Méthodologie

- 1 Amegandjin J., 1989, La démographie mathématique, Paris, Economica, 265 p. (Col. Esa).
- 2 Blayo C., 1991, « Choix des cohortes et des sous – cohortes : règles générales et application à l'avortement », Population, n° 6, pp. 63-86.
- 3 Blayo C., 1995, « La condition d'homogénéité en analyse démographique et en analyse statistique des biographies », Population, n° 6, novembre-décembre, pp. 1501-1518.
- 4 Brass W. et al., 1968, The demography of tropical Africa, Princeton, Princeton University press, 539 p.
- 5 Caselli G., Vallin J., Wunsch G., 2002, Démographie : analyse et synthèse, tome 1, La dynamique des populations, Paris, INED, 574 p.
- 6 CEPED, 1988, De l'homme au chiffre : réflexions sur l'observation démographique en Afrique, Paris, CEPED, UISEP, IFORD, 329 p.
- 7 Clairin R., Condé J., 1986, Manuel sur les méthodes d'estimation des statistiques démographiques imparfaites dans les pays en développement, Paris, Centre de développement de l'OCDE, 265 p.
- 8 Coale A. J., 1939, Manuel IV. Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir des données incomplètes, Nations Unies, New-York, pp. 36-38
- 9 Dittgen A., Lamy-Festy M., 1989, Travaux pratiques d'analyse démographique, Paris, Masson, 223 p.
- 10 Dupaquier M., 2001, « La taille de la population » In Démographie, Paris, PUF, pp. 7-23 (Col. Premier cycle).
- 11 Festy P., 1992, « Influence du mariage sur la mobilité résidentielle : illustration de quelques principes d'analyse », colloque de Montréal (7 au 10 juin 1988) Démographie et Différences, Paris, AIDELF, pp. 459-468.
- 12 Festy P., 1994, « Quelques commentaires sur un problème fondamental de l'analyse démographique », Population, n° 2, vol. 49, pp. 490-498.
- 13 Festy P., 1996, « Analyse de la formation et de la dissolution des couples », pp. 1-24. In Actes du séminaire de Sienne, Rome, DSD, vol. 1, 215 p.
- 14 Gendreau F. et al., 1985, Manuel de Yaoundé, Estimation indirecte en démographie africaine, Liège, Ordina, 263 p.
- 15 Gendreau F., 1993, La population africaine, Manuel de démographie, Paris, CEPED, Karthala, 463 p.
- 16 Henry L., 1948, « La masculinité par âge dans les recensements », Population, n° 1, pp. 93-114.
- 17 Henry L., 1984, Démographie : modèles et analyse, Paris, INED, 338 p.

18 Leridon H., Toulemon L., 1997, Démographie. Approche statistique et dynamique des populations, Paris, Economica, (col. « Economie et statistiques avancées »), 440 p.

19 Pressat R., 1983, l'analyse démographique, concepts, méthodes, résultats, 4^e ed. refondue et augmentée, Paris, PUF, 295 p.

20 Pressat R., 1995, Eléments de démographie mathématique, Paris, AIDELF, pp. 26-29.

21 Tabutin D., Vallin J., 1975, « La Nuptialité », In Groupe de Démographie Africaine, Sources et analyse des données démographiques. Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar, III, Paris, INED-INSEE-ORSTOM-SEAA/CC, 120 p.

22 Thierry X., 1993, « La nuptialité à l'épreuve de la cohabitation », Population, n° 4, juillet-août, pp. 939-974.

23 Vandeschrick C., 2000, Analyse démographique, 2^e édition revue, corrigée et augmentée, Paris/Louvain-La-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan, 183 p.

24 Wunsch G., 1978, Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement, Liège, Ordina, 202 p.

2 Collecte des données

a Documents

25 Antoine P., Cantrelle P., Sodter F., 1976, « Enregistrement des décès et étude de la mortalité urbaine : état civil de Libreville, Gabon, 1969-1972 », Cahiers ORSTOM, Série Sciences humaines, vol. 13, n° 3, pp. 267-282.

26 CEPED, 1994, Démographie de 30 Etats d'Afrique centrale et de l'Océan indien, Paris, CEPED, 351 p.

27 Duboz P., Herry C., 1976, « Etude sur l'enregistrement des naissances et des décès à Brazzaville (1974-1975), République populaire du Congo », Cahiers ORSTOM, Séries Sciences Humaines, Vol. XIII, n° 3, pp. 283-295.

28 François M., Lohle-Tart L., 1999, « Etat civil et recensements en Afrique francophone. Pour une collecte administrative des données démographiques », Les Documents et Manuels du CEPED, n° 10, 564 p.

29 François M., 1995, « La situation de la collecte des données démographiques en Afrique subsaharienne francophone dans les années 1990. Quelques suggestions pour l'améliorer », STATECO, n° 79-80, pp. 73-74.

30 Gubry P., Negadi G., Tayo J., 1981, Le RGPH du Cameroun de 1976, Revue Science et Technique, n° 3, vol. 1, 29-37 p.

31 Guillot B., 1967, « Les documents administratifs au Congo et leur utilisation en démographie », Bulletin de liaison Sciences Humaines, ORSTOM, n° 8, pp. 219 – 223.

32 Lopez-Escartin N., 1991, Données de base sur la population : Gabon, Paris, CEPED, 08, 12 p. (Col. Données de base sur la population).

33 Podlewski A., 1977, « L'état civil », In GDA., Sources et analyse des données démographiques, Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar, Paris, INED-INSEE-ORSTOM-SEAA/CC, 415 p.

34 Tabutin D., 1996, « Les systèmes d'information en démographie », In, Démographie : Analyse et synthèse, Actes du séminaire international de Sienna (Pontignano), 22-24 avril, Rome, DSD, vol. 1, 251 p.

35 Viennet H., 1977, « Le recensement administratif », In GDA, Sources et analyse des données démographiques. Application à l'Afrique d'expression française et à Madagascar. Sources des données, Paris, INED-INSEE-ORSTOM-SEAA/CC, 415 p.

b Opérations de collecte par pays

Cameroun

36 Cameroun, 1978, RGPH d'avril 1976, tome 1 République unie du Cameroun, Yaoundé, Bureau central du recensement, vol. I (Résultats), 105 p.

37 Cameroun, 1978, RGPH d'avril 1976, tome 1, Structures par sexe et âge, Yaoundé, Bureau central du recensement, vol. II (Analyse), 103 p.

38 Cameroun, 1991, Démo 87. Deuxième Recensement Général de la Population et de l'Habitat du Cameroun, Tome 1 : Evaluation des données, Yaoundé, Direction nationale du recensement, Vol. III (Analyse préliminaire), 68p.

39 Dackam Ngatchou Richard, Libite Paul Roger, Fotso Etienne, 1994, Démo 87. Deuxième Recensement Général de la Population et de l'Habitat du Cameroun, Tome 3 : Mouvements naturels de la population, Yaoundé, Direction nationale du recensement, Vol. III (Analyse préliminaire), 51p.

40 Fotso Médard, Libite Paul Roger, 1992, Démo 87. Deuxième Recensement Général de la Population et de l'Habitat du Cameroun, Tome 2 : Répartition par sexe et par âge de la population, Yaoundé, Direction nationale du recensement, Vol. III (Analyse préliminaire), 118p.

41 Fotso Médard et al., 1999, EDS du Cameroun 1998, Calverton, Bureau Central des Recensements et des Etudes de Population et ORC Macro.

42 Institut National de la Statistique (INS), ORC Macro, 2005, EDS du Cameroun 2004, Calverton : INS et ORC Macro.

43 République du Cameroun, 1992, EDS du Cameroun de 1991, Columbia, Bureau national du deuxième Recensement et Macro International.

Congo

44 Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE), 1978, Recensement général de la population du Congo de 1974, tableaux statistiques détaillés, Brazzaville, Direction des Statistiques Démographiques et Sociales, 197 p.

45 Centre National de la Statistique et des Etudes Economiques (CNSEE) et ORC Macro, 2006, EDS du Congo 2005, Calverton, CNSEE et ORC Macro.

46 Ganon F., 1958, Recensement démographique de Pointe – Noire, Paris, INSEE, 104 p.

47 Recensement général de la population et de l'habitat de 1984, 1987, 3 : Résultats définitifs. 1 : Ensemble du pays, Brazzaville, Direction des statistiques démographiques et sociales, 455 p.

48 République du Congo, 1965, Annuaire statistique (1958-1963), Brazzaville, Direction de la statistique.

49 République du Congo, 1965, Enquête démographique de 1960-1961, Paris, Direction de la Statistique, INSEE, Ministère de la coopération, 173 p.

Gabon

50 Direction Générale de la Statistique et des Etudes Economiques (DGSEE), ORC Macro, 2001, EDS Gabon 2000, Calverton, DGSEE, Fonds des Nations Unies pour la Population et ORC Macro.

51 Ministère de la Coopération et du Développement (France), 1965, Recensement et enquête démographiques 1960-1961, Ensemble du Gabon, résultats définitifs, Paris, MINCOOP, INSEE, 148 p.

52 Ministère de la Planification, de l'Economie et de l'Aménagement du Territoire (Gabon), 1993, Recensement général de la population et de l'habitat du 1er au 31 juillet 1993, Résultats préliminaires, Libreville, Bureau Central du Recensement, 76 p.

RCA

53 Centrafrique, 1980, Recensement général de la population de décembre 1975, résultats globaux, tableaux de synthèse, Bangui, Ministère du Plan de la Coopération et de la Statistique Générale, Bureau Central du Recensement, 99 p.

54 Centrafrique, 1993, Recensement général de la population de décembre 1988, Tome 1, niveau national, Bangui, Ministère de l'Economie, du Plan des Statistiques et de la Coopération Internationale, Bureau Central du Recensement, Vol.1 (tableaux statistiques), 263 p.

55 Lafarge Marcel, 1964, Enquête démographique en République Centrafricaine 1959-1960, résultats définitifs, Paris, MINCOOP, INSEE, 262 p.

56 N'damobissi Robert, Sobela Suzanne, 1993, Recensement général de la population de décembre 1988, Tome 3, fécondité, Bangui, Ministère de l'Economie, du Plan des Statistiques et de la Coopération Internationale, Bureau Central du Recensement, Vol. 2 (rapport d'analyse), 59 p.

57 Nganara Komse Jonas, 1993, Recensement général de la population de décembre 1988, Tome 1, état de la population, Bangui, Ministère de l'Economie, du Plan, des Statistiques et de la Coopération Internationale, Bureau Central du Recensement, Vol. 2 (rapport d'analyse), 79 p.

58 République Centrafricaine, 1995, EDS de la RCA 1994-1995, Bangui/Calverton, Ministère de l'Economie et Macro International, 338 p.

Tchad

59 République du Tchad, 1998, Etat de la population du Tchad en 1997, Ndjamena : Direction de la planification et du développement, 48 p.

60 Société d'Etudes pour le Développement Economique et Social, INSEE, 1966, Enquête démographique au Tchad 1964, Résultats définitifs, analyse des résultats, Paris, SEDES, INSEE, 307 p.

61 Tchad, 1998, Enquête démographique et de santé Tchad 1996-1997, Calverton, Macro international Inc/DHS, 366 p.

62 Tchad, Institut national de la statistique (INSEED), 2005, Enquête démographique et de santé Tchad 2004, Calverton, ORC, 414 p.

3 Traitement informatique des EDS

63 Decourt O., Kontchou Kouomegni H., 2006, SAS : Maîtrise SAS Base et SAS Macro, SAS 9.2 et versions antérieures, 2è édition, Paris, Dunod, 291 p.

64 Duguet E., 2004, Introduction à SAS, Paris : Economica, (col. Economie et statistiques avancées), 260 p.

4 Phénomènes démographiques

a Fécondité

65 Bella N., 1995, « La fécondité au Cameroun : Niveaux et tendances », Population, n° 1, 1995, pp. 35-60.

66 Charbit Y. et al., 1985, « Nuptialité et Fécondité au Sénégal », Paris, INED, PUF, Travaux et documents, n° 112, 148 p.

67 Chindabaram, V. C., Goldman N., Hobcraft J. N., 1982, « Advances in the P/F ratio method for the analysis of birth histories », Population studies, vol. 36, n° 2, july, pp. 291-316.

68 Courbage Y., Fargues P., 1987, « Reconstitution de la fécondité passée à l'aide d'un seul recensement dans les pays à statistiques incomplètes », Population, n° 3, pp. 449-468.

69 Leridon H., 1997, « Les facteurs biologiques et sociaux de la fécondité : une vue d'ensemble », pp. 1-20. In Actes du séminaire de Sienna, Paris/Rome, INED, DSD, vol. 3, 244 p.

70 Locoh T., 1984, « Fécondité et famille en Afrique de l'Ouest. Le Togo méridional contemporain », Travaux et Documents, n° 102, Paris, INED, PUF, 182 p.

71 Rallu J.L., Toulemon L., 1993, « Les mesures de la fécondité transversale. I. construction des différents indices », Population, n° 1, janvier-février, pp. 7-26.

b Mortalité

72 Brass W., Hill K. H., 1973, « Estimation de la mortalité adulte à partir des orphelins », Bulletin de liaison, INED, INSEE, Ministère de la coopération, ORSTOM, numéro spécial n° 7 (Congrès international de la population de Liège), pp. 214-226.

73 Feeney G., 1980, « Estimating infant mortality trends from child survivorship data », Population studies, vol. 34, n° 1, pp. 109-128.

74 Gilles P., Sala-Diakanda M., Van de Walle E., 1989, Mortalité et société en Afrique, Paris, INED, UISEP, IFORD, PUF, 446 p.

75 Henry L., 1960, « Mesure indirecte de la mortalité des adultes », Population, 1960, n° 3, juin - juillet, pp. 457-466.

76 Hill K., Trussell J., 1977, « Further developments in indirect mortality estimation », Population studies, vol. 31, n° 2, July, pp. 313-334.

77 Lahourou H. M., 1995, « Problèmes conceptuels d'observation des décès adultes en Afrique », Etudes de la population africaine, n° 10, pp. 81-102.

78 Ledermann S., 1969, « Nouvelles tables types de mortalité », Travaux et Documents, cahier n° 53, Paris, INED, PUF, 260 p.

79 Nations Unies, 1956, Schémas de variation de la mortalité selon le sexe et l'âge pour les pays sous développés. Tables types pour les pays sous développés, New York, Direction des affaires sociales, service population, 40 p.

80 Nations Unies, 2002, Methods for estimating adult mortality, New-York, Population division, 19, 112 p.

81 OCDE, 1980, La mortalité dans les pays en voie de développement. Nouvelles tables types de mortalité, Tome 3, Paris, OCDE, 126 p.

82 Page H. J., Wunsch G., 1976, « Parental survival data : some results of the application of Ledermann's model life tables », Populations studies, 30, 1, pp 59-76.

83 Sullivan J. M., 1972, « Models for the estimation of the probability of dying between birth and exact ages of early childhood », Population studies, 29 (1), pp. 97-107.

84 Trussell T. J., 1975, « A re-estimation of the multiplying factors for the Brass technique for determining childhood survivorship rates », Populations studies, 29(1), pp. 97-107.

5 Dynamique des populations

85 Bourgeois-Pichat J., 1994, « Dynamique des populations. Populations stables, populations quasi-stables et populations semi-stables », Travaux et documents, Cahier n° 133, Paris : INED, PUF, 296 p.

86 Croquevielle J., 1953, « Etude démographique de quelques villages Likouala », Population, n° 3, pp. 491-510.

87 Duboz P., 1975, « Aspects démographiques de la région de la Lekoumou (République populaire du Congo) ». Cahiers ORSTOM, Série Sciences Humaines, Vol. XII, n° 4, 1975, pp.287-317.

88 Foote K. A., Hill K. H., Martin G. L., 1996, « Changements démographiques en Afrique subsaharienne », Travaux et documents, n° 135, Paris, INED-PUF, 371 p.

89 Groupe de Démographie Africaine, 1979, « Stable, semi-stable and quasi-stable populations », Etudes et documents n° 1, avril, 93 p. Traduction en français par Rémy Clairin d'un extrait de « The population Framework Data collection-Demographic Analysis-Population and Développement » CEAO par Jean Bourgeois-Pichat, 1978, pp. 178-253.

90 Guillot B., 1967, « Réflexions sur des problèmes démographiques à propos du Plateaux Koukouya », Cahiers ORSTOM, Série Sciences Humaines, vol. IV, n° 1, pp. 53-63.

91 Henry L., 1965, « Réflexions sur les taux de reproduction », Population, n° 1, pp. 53-76.

92 Liederman J. L., 1965, Analyse socio-démographique de Pointe – Noire, 3 tomes, Brazzaville, ORSTOM.

93 Liederman J. L., 1972, « Le modèle de croissance démographique de Pointe – Noire (1920-1970) ». Série Sciences Humaines, ORSTOM, vol V, n° 4, 47 p.

94 Noubissi A., 1994, « Structures par âge et sexe et dynamique démographique. Le cas du Cameroun », Population, 3, pp. 751-772.

95 Sauter G., 1966, De l'Atlantique au fleuve Congo : une géographie du sous-peuplement. République du Congo - République gabonaise, 2 tomes, Paris, Mouton, 581+520 p.

96 Soret M., 1971, « Le chemin de fer Congo Océan. Son importance économique et sociale ». Thèse, Université de Lyon. Faculté des lettres et sciences humaines, 4 vol., 248+251+87 p.

97 Wunsch G., 1989, « Relations générales entre mouvement et structure démographiques. Synthèse des méthodes et des applications récentes », European Journal of Population, 5, North-Holand, pp. 71-89.

6 Données économiques et sociales

98 Banque Africaine de Développement (BAD), 2007, Indicateurs sur le genre, pauvreté et l'environnement su les pays africains volume III, Tunis (Agence Temporaire de Relocalisation), Division des statistiques économiques et sociales, 302 p.

ANNEXES

ANNEXES PREMIERE PARTIE

A I - 1 La fécondité générale du moment

Tableau n°1.F : Congo. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1960-1961, 1974 et 1984.

Groupes d'âges	1960-1961							1974						
	Effectif des femmes	Naissances			Taux			Effectif des femmes	Naissances			Taux		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	15400	1100	1000	2100	71,43	64,94	136,36	63055						107
20-24	22300	2800	2800	5600	125,56	125,56	251,12	50352						236
25-29	20100	2100	2300	4400	104,48	114,43	218,91	43421						240
30-34	28300	2600	2400	5000	91,87	84,81	176,68	35915						201
35-39	22000	1400	1500	2900	63,64	68,18	131,82	38972						160
40-44	30000	1100	1200	2300	36,67	40,00	76,67	34548						101
45-49	16800	300	300	600	17,86	17,86	35,71	31644						46
Total	154900	11400	11500	22900	73,60	74,24	147,84	297907						
Taux global de fécondité					0,51	0,52	1,03							1,09
Indice global de fécondité					17,90	18,05	35,95							38,19
ISF					2,56	2,58	5,14							5,46
1984														
15-19	108226	4958	4891	9849	45,81	45,19	91,00							
20-24	87827	8404	8053	16457	95,69	91,69	187,38							
25-29	70333	7265	7145	14410	103,29	101,59	204,88							
30-34	53119	5032	4977	10009	94,73	93,70	188,43							
35-39	43747	3060	3078	6138	69,95	70,36	140,31							
40-44	34640	1295	1283	2578	37,38	37,04	74,42							
45-49	35897	469	489	958	13,07	13,62	26,69							
Total	433789	30483	29916	60399	70,27	68,96	139,24							
Taux global de fécondité							0,91							
Indice global de fécondité							31,96							
ISF							4,57							
SM=sexe masculin, SF=sexe féminin, T=total														
Sources :														
Enquête démographique par sondage portant sur 75 % de la population (non compris Brazzaville et Pointe-Noire) de 1960-1961.														
RGPH 1974 et 1984.														

Tableau n°2.F : Gabon. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1960-1961 et 1993.

Groupes d'âges	1960-1961							1993						
	Effectif des femmes	Naissances			Taux			Effectif des femmes	Naissances			Taux		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19							170,00	51883			6005			115,74
20-24							190,00	47889			9506			198,50
25-29							170,00	41178			7783			189,01
30-34							130,00	33251			5645			169,77
35-39							100,00	23855			2937			123,12
40-44							40,00	17440			977			56,02
45-49							30,00	15472			299			19,33
Total								230968			33152			143,54
Taux global de fécondité							0,83							0,87
Indice global de fécondité							29,05							30,50
ISF							4,15							4,36

Sources :
Recensement et enquête démographiques de 1960-1961.
RGPH 1993.

Tableau n°3.F : RCA. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupes d'âges	1959-1960							1975						
	Effectif des femmes	Naissances			Taux			Effectif des femmes	Naissances			Taux		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	Total
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	25670	1720	1810	3530	67,00	70,51	137,51	75791			12684			167,35
20-24	43010	6580	6170	12750	152,99	143,46	296,44	57055			15408			270,06
25-29	63230	8120	7800	15920	128,42	123,36	251,78	65842			16069			244,05
30-34	54040	5100	5130	10230	94,37	94,93	189,30	48756			9886			202,76
35-39	57520	2380	2800	5180	41,38	48,68	90,06	62043			8191			132,02
40-44	32860	470	430	900	14,30	13,09	27,39	42874			3237			75,50
45-49	28360	150	140	290	5,29	4,94	10,23	47337			2079			43,92
Total	304690	24520	24280	48800	80,48	79,69	160,16	399698			67554			169,01
TGF					0,50	0,50	1,00							1,14
IGF					17,63	17,46	35,09							39,75
ISF					2,52	2,49	5,01							5,68
1988														
15-19	131066	7256	7268	15240	55,36	55,45	116,28							
20-24	116171	11661	11476	30980	100,38	98,79	266,68							
25-29	103544	9905	10041	29180	95,66	96,97	281,81							
30-34	78005	6395	6477	17500	81,98	83,03	224,34							
35-39	62179	3625	3585	12060	58,30	57,66	193,96							
40-44	51230	1509	1419	3830	29,46	27,70	74,76							
45-49	47250	1584	1559	2090	33,52	32,99	44,23							
Total	589445	41935	41825	110880	71,14	70,96	188,11							
TGF							1,20							
IGF							42,07							
ISF							6,01							

TGF=taux global de fécondité, IGF=indice global de fécondité
Sources :
Enquête démographique 1959-1960 portant sur 85 % de la population.
RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°4.F : Tchad. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1964 et 1993.

Groupes d'âges	1964							1993*						
	Effectif des femmes	Naissances			Taux			Effectif des femmes	Naissances			Taux		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	93910			15240			162,28							119
20-24	115540			30980			268,13							246
25-29	133940			29180			217,86							260
30-34	109870			17500			159,28							208
35-39	99250			12060			121,51							160
40-44	63650			3830			60,17							78
45-49	54180			2090			38,58							45
Total	670340			110880			165,41							
TGF							1,03							1,12
IGF							35,97							39,06
ISF							5,14							5,58

Sources :

Enquête démographique 1964 portant sur environ 80 % de la population totale.

* République du Tchad, 1998, Etat de la population du Tchad en 1997. Ndjamena : Direction de la planification et du développement, 48 p.

Tableau n°5.F : Congo. Taux de fécondité (pour 1000) du moment par groupes d'âges, par périodes de 5 ans avant la collecte. EDS 2005.

Groupe d'âges	Période précédant l'enquête			
	0-4 (2001-2005)	5-9 (1996-2000)	10-14 (1991-1995)	15-19 (1986-1990)
15-19		131	132	130
20-24		209	205	236
25-29		202	198	213
30-34		181	170	244
35-39		131	142	149
40-44		64	76	
45-49		23		
ISF ou cumul des taux		4,71	4,62	4,65

Source :

EDS 2005.

Tableau n°6.F : Congo. Cumuls des taux de fécondité du moment selon l'enquête classique, les recensements (1960-1961, 1974 et 1984) et les périodes ayant précédé L'EDS 2005.

Cumuls	Périodes						
	1960-1961*	1974*	1984*	1988 (1986-1990)	1993 (1991-1995)	1998 (1996-2000)	2003 (2001-2005)
15-29	3,03	2,92	2,42	2,90	2,87	2,68	2,71
15-34	3,92	3,92	3,36	4,12	3,91	3,53	3,62
15-39	4,57	4,72	4,06		4,65	4,24	4,27
15-44	4,96	5,23	4,43			4,62	4,27
15-49 (ISF)	5,14	5,46	4,57				4,71

Sources :

Tableaux n°1.F et 5.F.

Tableau n°7.F. : Gabon. Taux de fécondité (pour 1000) du moment par groupes d'âges, par périodes de 5 ans avant la collecte. EDS 2000.

Groupe d'âges	Période précédant l'enquête			
	0-4 (1995-1999)	5-9 (1990-1994)	10-14 (1985-1989)	15-19 (1980-1984)
15-19	144	162	182	189
20-24	193	209	269	278
25-29	178	214	244	257
30-34	176	196	221	256
35-39	101	162	190	
40-44	48	79		
45-49	11			
ISF ou cumul des taux	4,26	5,11	5,53	4,90
<i>Source</i> :				
EDS 2000.				

Tableau n°8.F. : Gabon. Cumuls des taux de fécondité du moment selon les recensements (1960-1961 et 1993) et les périodes ayant précédé L'EDS 2000.

Cumuls	Périodes					
	1960-1961*	1982,5 (1980-1984)	1987,5 (1985-1989)	1992,5 (1990-1994)	1993*	1997,5 (1995-1999)
15-29	2,65	3,62	3,48	2,93	2,52	2,58
15-34	3,30	4,90	4,58	3,91	3,37	3,46
15-39	3,80		5,53	4,72	3,98	3,96
15-44	4,00			5,11	4,00	4,26
15-49 (ISF)	4,15				4,15	4,36
* Année d'enquête ou de recensement						
<i>Sources</i> :						
Tableaux n°2.F et 7.F.						

Tableau n°9.F. : RCA. Taux de fécondité (pour 1000) du moment par groupe d'âges, par périodes de 4 ans avant la collecte. EDS 1994-1995.

Groupe d'âges	Période précédant l'enquête				
	0-3 (1991-1994)	4-7 (1987-1990)	8-11 (1983-1986)	12-15 (1979-1982)	16-19 (1975-1978)
15-19	157	180	168	160	153
20-24	234	292	262	253	235
25-29	232	268	268	249	234
30-34	196	244	232	210	
35-39	123	169	170		
40-44	61	102			
45-49	27				
ISF ou cumul des taux	5,15	6,28	5,50	4,36	3,11
<i>Source</i> :					
EDS 1994-1995.					

Tableau n°10.F : RCA. Cumuls des taux de fécondité du moment selon les années d'enquête, de recensement (1959-1960, 1975 et 1988) et les périodes de 4 ans ayant précédé l'EDS 1994-1995.

Cumuls	Périodes							
	1959-1960*	1977 (1975-1978)	1975**	1981 (1979-1982)	1985 (1983-1986)	1988**	1989 (1987-1990)	1993 (1991-1994)
15-29	3,43	3,11	3,41	3,31	3,49	3,32	3,71	3,12
15-34	4,38		4,42	4,36	4,65	4,44	4,93	4,10
15-39	4,83		5,08		5,50	5,41	5,77	4,71
15-44	4,96		5,46			5,79	6,28	5,02
ISF	5,01		5,68			6,01		5,15

* Année d'enquête ** Année de recensement

Sources :
Tableaux n°3.F et 9.F.

Tableau n°11.F : Tchad. Taux de fécondité (pour 1000) du moment par groupes d'âges, par périodes de 5 ans avant la collecte. 1996-1997 et 2004.

Groupes d'âges	Période précédant l'enquête							
	1996-1997				2004			
	0-4 (1992-1996)	5-9 (1987-1991)	10-14 (1982-1986)	15-19 (1977-1981)	0-4 (2000-2004)	5-9 (1995-1999)	10-14 (1990-1994)	15-19 (1985-1989)
15-19	194	228	213	214	193	248	216	235
20-24	314	338	333	305	306	345	341	338
25-29	313	332	314	300	295	354	358	308
30-34	255	286	267	264	269	325	259	274
35-39	168	201	199		173	209	190	
40-44	68	82			68	87		
45-49	13				17			
ISF ou cumul des taux	6,63	7,34	6,63	5,42	6,61	7,84	6,82	5,78

Sources :
EDS 1996-1997 et 2004

Tableau n°12.F : Tchad. Cumul des taux de fécondité (pour 1000) du moment selon l'année du recensement et par périodes de 5 ans avant les EDS 1996-1997 et 2004.

Cumuls	Périodes									
	1964*	1979,5 (1977-1981)	1984,5 (1982-1986)	1987,5 (1985-1989)	1989,5 (1987-1991)	1992,5 (1990-1994)	1993**	1994,5 (1992-1996)	1997,5 (1995-1999)	2002,5 (2000-2004)
15-29	3,24	4,10	4,30	4,41	4,49	4,58	3,13	4,11	4,74	3,97
15-34	4,04	5,42	5,64	5,78	5,92	5,87	4,17	5,38	6,36	5,32
15-39	4,65		6,63		6,93	6,82	4,97	6,22	7,41	6,18
15-44	4,95				7,34		5,34	6,56	7,84	6,52
ISF	5,14						5,58	6,63		6,61

*Année de l'enquête, ** Année du recensement

Sources :
Voir tableaux n°4.F et 11.F

A I - 2 L'approche longitudinale

Tableau n°13 F : Cameroun. Taux de fécondité (pour 1000) dans les générations. EMF 1978

Groupe d'âges	Groupes de générations						
	1959-1963	1954-1958	1949-1953	1944-1948	1939-1943	1934-1938	1929-1933
15-19	294	289	262	241	224	197	208
20-24		322	318	302	267	258	243
25-29			307	283	279	245	221
30-34				242	232	225	222
35-39					195	162	182
40-44						112	134
45-49							51
Descendances atteintes ou finales		3,06	4,44	5,34	5,99	6,00	6,31
<i>Source :</i> EMF 1978							

Tableau n°14 F : Congo. Cumul des taux de fécondité des générations d'après l'EDS 2005.

Groupes d'âges	Groupe de générations et âge à l'enquête						
	15-19 (1986-1990)	20-24 (1981-1985)	25-29 (1976-1980)	30-34 (1971-1975)	35-39 (1966-1970)	40-44 (1961-1965)	45-49 (1956-1960)
15-19	131	132	132	130			
20-24		209	205	216	236		
25-29			202	198	225	213	
30-34				181	170	208	244
35-39					131	142	149
40-44						64	76
45-49							23
Descendances atteintes ou cumuls		1,71	2,70	3,63			
<i>Source :</i> EDS 2005.							

Tableau n°15 F : Gabon. Cumul des taux de fécondité des générations d'après l'EDS 2000.

Groupes d'âges	Groupe de générations et âge à l'enquête						
	15-19 (1981-1985)	20-24 (1976-1980)	25-29 (1971-1985)	30-34 (1966-1970)	35-39 (1961-1965)	40-44 (1956-1960)	45-49 (1951-1955)
15-19	144	162	182	189			
20-24		193	209	269	278		
25-29			178	214	244	257	
30-34				176	196	221	256
35-39					101	162	190
40-44						48	79
45-49							11
Descendances atteintes ou cumuls		1,78	2,85	4,24			
<i>Source :</i> EDS 2000.							

Tableau n°16 F : Tchad. Cumul des taux de fécondité des générations d'après les EDS de 1996-1997 et 2004.

Groupes d'âges	EDS 1996-1997						
	Groupe de générations et âge à la date de l'enquête						
	15-19 (1978-1982)	20-24 (1973-1977)	25-29 (1968-1952)	30-34 (1963-1967)	35-39 (1958-1962)	40-44 (1953-1957)	45-49 (1948-1952)
15-19	194	228	213	214			
20-24		314	338	333	305		
25-29			313	332	314	300	
30-34				255	286	267	264
35-39					168	201	199
40-44						68	82
45-49							13
Descendances atteintes ou cumuls des taux		2,71	4,32	5,67			
Groupes d'âges	EDS 2004						
	Groupe de générations et âge à la date de l'enquête						
	15-19 (1985-1989)	20-24 (1980-1984)	25-29 (1975-1979)	30-34 (1970-1974)	35-39 (1965-1969)	40-44 (1960-1964)	45-49 (1955-1959)
15-19	193	248	216	235			
20-24		306	345	341	338		
25-29			295	354	358	308	
30-34				269	325	259	274
35-39					173	209	190
40-44						68	87
45-49							17
Descendances atteintes ou cumuls des taux		2,77	4,28	6,00			
<i>Source :</i>							
EDS 1996-1997 et 2004.							

A I - 3 Descendances observées lors des recensements et des enquêtes par sondage

Tableau n°17 F : Gabon. Descendances atteintes ou finales observées en 1960-1961 et 1993.

Groupe d'âges	1960-1961							1993						
	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance			Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	12156			5616			0,46	51883			18187			0,35
20-24	17230			20481			1,19	47883			67927			1,42
25-29	20348			35835			1,76	41178			104093			2,53
30-34	21075			44936			2,13	33251			121208			3,65
35-39	24955			61494			2,46	23855			106739			4,47
40-44	19794			49317			2,49	17440			84568			4,85
45-49	16948			47138			2,78	15472			75003			4,85
50-54	11707			31214			2,67	15699			68547			4,37
55-59	9081			28453			3,13	16030			62329			3,89
60-64	7075			22470			3,18	13804			44168			3,20
65-69								10180			29183			2,87

Sources :

Recensement et enquête par sondage, 1960-1961.

RGPH 1993.

Tableau n°18 F : RCA. Descendances atteintes ou finales observées en 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges	1959-1960							1975						
	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance			Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance		
		S M	S F	T	S M	S F	T		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
15-19	31820	3660	3700	7360	0,12	0,12	0,23	75791			50529			0,67
20-24	43010	30190	29240	59430	0,70	0,68	1,38	57055			110203			1,93
25-29	63230	76820	74090	150910	1,21	1,17	2,39	65842			199367			3,03
30-34	54040	87330	85380	172710	1,62	1,58	3,20	48756			189205			3,88
35-39	57520	98530	99160	197690	1,71	1,72	3,44	62043			275600			4,44
40-44	32860	63250	62720	125970	1,92	1,91	3,83	42874			197642			4,61
45-49	28360	58170	56870	115040	2,05	2,01	4,06	47337			222292			4,70
50-54	10180	20990	21150	42140	2,06	2,08	4,14	27712			124943			4,51
55-59	9160	20370	18700	39070	2,22	2,04	4,27							
60-64	4740	7780	7290	15070	1,64	1,54	3,18							
	1988													
15-19	131066	32855	31108	63963	0,25	0,24	0,49							
20-24	116171	99315	96256	195571	0,85	0,83	1,68							
25-29	103544	146873	143525	290398	1,42	1,39	2,80							
30-34	78005	152998	149871	302869	1,96	1,92	3,88							
35-39	62179	140025	137841	277866	2,25	2,22	4,47							
40-44	51230	120691	118904	239595	2,36	2,32	4,68							
45-49	47250	108530	108057	216587	2,30	2,29	4,58							
50-54	40826	87511	88256	175767	2,14	2,16	4,31							

Sources :

Enquête par sondage portant sur 85 % de la population, 1959-1960.

RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°19 F : Tchad. Descendances atteintes ou finales observées en 1964.

Groupe d'âges	Effectifs des femmes	Nombre d'enfants nés vivants			Descendance		
		S M	S F	T	S M	S F	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	93910			32560			0,35
20-24	115540			144000			1,25
25-29	133940			254550			1,90
30-34	109870			260340			2,37
35-39	99250			261830			2,64
40-44	63650			168940			2,65
45-49	54180			148440			2,74
50-54	35890			90010			2,51
55-59	24710			63180			2,56

Sources :
Enquête par sondage portant sur 80 % de la population, 1964.

Tableau n°20.F : Descendances atteintes ou finales toutes sources confondues selon le pays et l'année de collecte.

Groupe d'âges	Cameroun			Gabon		
	EDS 1991	EDS 1998	EDS 2004	Enquête/ Recensement 1960-1961	RGPH 1993	EDS 2000
15-19	0,39	0,32	0,28	0,46	0,35	0,32
20-24	1,83	1,31	1,38	1,19	1,42	1,32
25-29	3,28	2,83	2,7	1,76	2,53	2,44
30-34	4,59	4,34	4	2,13	3,65	3,48
35-39	5,67	5,22	5,32	2,46	4,47	4,89
40-44	6,21	6,08	5,94	2,49	4,85	5,86
45-49	6,29	6,36	6,5	2,78	4,85	6,10
50-54				2,67	4,37	
55-59				3,13	3,89	

Groupe d'âges	RCA				Tchad		
	Enquête 1959-1960	RGPH 1975	RGPH 1988	EDS 1994-1995	Enquête 1964	EDS 1996-1997	EDS2004
15-19	0,23	0,67	0,49	0,35	0,35	0,38	0,4
20-24	1,38	1,93	1,68	1,52	1,25	1,81	1,87
25-29	2,39	3,03	2,8	2,91	1,9	3,51	3,56
30-34	3,2	3,88	3,88	4,01	2,37	4,93	5,07
35-39	3,44	4,44	4,47	4,79	2,64	6,3	6,73
40-44	3,83	4,61	4,68	5,69	2,65	6,71	7,22
45-49	4,06	4,7	4,58	5,76	2,74	6,86	6,92
50-54	4,14	4,51	4,31		2,51		
55-59	4,27				2,56		

Sources :
Enquêtes par sondage, RGPH et EDS des pays.
N. B. : Le graphique n° 1.7 est basé sur les données de ce tableau

A I - 4 Les relations entre les taux de fécondité du moment et les taux de fécondité dans les générations

1 Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité

Tableau n°21 F : Gabon. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1960-1961.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,46	170	850,00	0,130	172,60
20-24	1,19	190	1800,00	0,104	183,03
25-29	1,76	170	2650,00	0,113	167,02
30-34	2,13	130	3300,00	0,119	127,15
35-39	2,46	100	3800,00	0,169	94,89
40-44	2,49	40	4000,00	0,148	37,67
45-49	2,78	30	4150,00		28,40
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	2,60			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f'(7)=(1-w(6))/7$.

N.B. : Nous supposons que $w(i-1)=w(i)$ pour le taux de fécondité conventionnel à 15-19 ans pour estimer le coefficient w du même groupe d'âge.

Source :

Voir tableaux n°2 F, n°17 F et n°1.10 (du texte principal).

Tableau n°22.F : Gabon. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1960-1961.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,46	172,60	2,754	0,48	0,97
20-24	1,19	183,03	2,485	1,32	0,90
25-29	1,76	167,02	2,605	2,21	0,80
30-34	2,13	127,15	2,730	2,96	0,72
35-39	2,46	94,89	2,960	3,53	0,70
40-44	2,49	37,67	3,720	3,86	0,64
45-49	2,78	28,40	5,000	4,05	0,69
f_1/f_2		0,943			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11 (texte principal)

b : D'après la formule (3)

N.B. : Le rapport f_1/f_2 est en dehors de l'intervalle des coefficients de la table de Brass. Nous avons supposé que les coefficients w sont égaux à ceux dont le rapport est égal à 0,939.

Tableau n°23 F : RCA. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1959-1960.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,23	137,51	687,55	0,10	167,29
20-24	1,38	296,44	2169,75	0,12	295,70
25-29	2,39	251,78	3428,65	0,12	245,13
30-34	3,20	189,30	4375,15	0,14	179,10
35-39	3,44	90,06	4825,45	0,17	82,61
40-44	3,83	27,39	4962,40	0,25	25,14
45-49	4,06	10,23	5013,55		73,80
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	4,14			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^*(7)=(1-w(6))/7$.

Source :

Voir tableaux n°3. F, n°18.F et n°1.10 (texte principal).

Tableau n°24.F : RCA. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1959-1960.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,23	167,26	2,030	0,340	0,677
20-24	1,38	295,70	2,409	1,549	0,891
25-29	2,39	245,13	2,553	2,941	0,813
30-34	3,20	179,10	2,668	4,018	0,796
35-39	3,44	82,61	2,833	4,670	0,737
40-44	3,83	25,14	3,247	4,931	0,777
45-49	4,06	73,80	4,426	5,301	0,766
f_1/f_2		0,566			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11

b : D'après la formule (3)

Tableau n°25 F : RCA. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1975.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,67	167,35	836,75	0,10	195,39
20-24	1,93	270,06	2187,05	0,11	267,77
25-29	3,03	244,05	3407,30	0,11	240,91
30-34	3,88	202,76	4421,10	0,13	196,66
35-39	4,44	132,02	5081,20	0,15	127,19
40-44	4,61	75,50	5458,70	0,15	70,40
45-49	4,70	43,92	5678,30		19,36
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	4,76			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^*(7)=(1-w(6))/7$.

Sources :

Voir tableaux n°3 F, n°18 F et n°1.10 (texte principal).

Tableau n°26.F : RCA. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1975.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,67	195,39	2,410	0,471	1,423
20-24	1,93	267,77	2,450	1,633	1,182
25-29	3,03	240,91	2,577	2,937	1,032
30-34	3,88	196,66	2,696	4,051	0,958
35-39	4,44	127,19	2,887	4,871	0,912
40-44	4,61	70,40	3,442	5,382	0,857
45-49	4,70	19,36	4,712	5,583	0,842
f_1/f_2		0,730			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11.
b : D'après la formule (3).

Tableau n°27 F : RCA. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1988.

Groupe d'ages	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,49	116,28	581,40	0,08	137,70
20-24	1,68	266,68	1914,80	0,10	273,84
25-29	2,80	281,81	3323,85	0,11	278,96
30-34	3,88	224,34	4445,55	0,11	220,55
35-39	4,47	193,96	5415,35	0,17	184,99
40-44	4,68	74,76	5789,15	0,15	68,64
45-49	4,58	44,23	6010,30		19,11
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	4,67			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^*(7)=(1-w(6))/7$.

Source :
Voir tableaux n°3 F, n°18 F et n°1.10 (texte principal).

Tableau n°28.F : RCA. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1988.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,49	137,70	1,940	0,267	1,834
20-24	1,68	273,84	2,399	1,345	1,249
25-29	2,80	278,96	2,547	2,768	1,011
30-34	3,88	220,55	2,662	4,040	0,960
35-39	4,47	184,99	2,822	5,077	0,880
40-44	4,68	68,64	3,213	5,701	0,821
45-49	4,58	19,11	4,364	5,907	0,775
f_1/f_2		0,503			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11.
b : D'après la formule (3)

Tableau n°29 F : Tchad. Parités et fécondité du moment selon les taux conventionnels et le groupe d'âges. 1964.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,35	162,28	811,40	0,11	191,55
20-24	1,25	268,13	2152,05	0,11	262,88
25-29	1,90	217,86	3241,35	0,12	212,22
30-34	2,37	159,28	4037,75	0,12	155,37
35-39	2,64	121,51	4645,30	0,16	116,73
40-44	2,65	60,17	4946,15	0,15	56,23
45-49	2,74	38,58	5139,05		22,06
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	2,89			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^+(7)=(1-w(6))/7$.

Source :
Voir tableaux n°4 F, n°19 F et n°1.10 (texte principal).

Tableau n°30.F : Tchad. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1964.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,35	191,55	2,387	0,457	0,765
20-24	1,25	262,88	2,447	1,601	0,781
25-29	1,90	212,22	2,576	2,819	0,674
30-34	2,37	155,37	2,694	3,752	0,632
35-39	2,64	116,73	2,884	4,447	0,594
40-44	2,65	56,23	3,429	4,887	0,542
45-49	2,74	22,06	4,694	5,078	0,540
f_1/f_2		0,729			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire en se référant au tableau n°1.11
b : D'après la formule (3).

2 Reconstitution de la fécondité passée

a Congo : Parités et fécondité du moment, recensements 1974 et 1984

Tableau n°31 F : Congo. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges.1974.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,37	107	535,00	0,08	126,07
20-24	1,66	236	1715,00	0,10	241,17
25-29	3,13	240	2915,00	0,11	238,21
30-34	4,07	201	3920,00	0,12	197,29
35-39	4,58	160	4720,00	0,15	156,07
40-44	4,71	101	5225,00	0,15	93,23
45-49	4,46	46	5455,00		18,42
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	5,90			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^+(7)=(1-w(6))/7$.

Source :
Voir tableaux n°1.7, n°1.10 du texte principal.

Tableau n°32 F : Congo. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1974.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,37	126,07	1,921	0,242	1,528
20-24	1,66	241,17	2,397	1,208	1,374
25-29	3,13	238,21	2,546	2,443	1,281
30-34	4,07	197,29	2,661	3,552	1,146
35-39	4,58	156,07	2,82	4,454	1,028
40-44	4,71	93,23	3,206	5,093	0,925
45-49	4,46	18,42	4,351	5,340	0,835
f_1/f_2		0,523			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n° 1.11.
b : D'après la formule (3)

Tableau n°33 F : Congo. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1984.

Groupe d'ages	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,48	91	455,00	0,08	106,23
20-24	1,36	187,38	1391,90	0,10	192,34
25-29	2,69	204,88	2416,30	0,11	205,11
30-34	4,00	188,43	3358,45	0,12	184,84
35-39	4,99	140,31	4060,00	0,16	135,15
40-44	5,29	74,42	4432,10	0,20	68,10
45-49	5,06	26,69	4565,55		29,95
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	5,32			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f^*(7)=(1-w(6))/7$.
Source :
Voir tableaux n°1.7 et 1.10 du texte principal.

Tableau n°34 F : Congo. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1984.

Groupes d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,48	106,23	1,995	0,212	2,265
20-24	1,36	192,34	2,405	0,994	1,369
25-29	2,69	205,11	2,551	2,016	1,334
30-34	4,00	184,84	2,666	3,011	1,328
35-39	4,99	135,15	2,829	3,825	1,305
40-44	5,29	68,10	3,234	4,339	1,219
45-49	5,06	29,95	4,402	4,591	1,102
f_1/f_2		0,552			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n° 1.11.
b : D'après la formule (3).

b Gabon : Parités et fécondité du moment, recensement 1993

Tableau n°35 F : Gabon. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1993.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité observés (décalés)	Somme des taux de fécondité	w(i)	Taux de fécondité conventionnels *
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,35	115,74	578,70	0,10	134,98
20-24	1,42	198,50	1571,20	0,10	198,80
25-29	2,53	189,01	2516,25	0,11	187,94
30-34	3,65	169,77	3365,10	0,12	166,21
35-39	4,47	123,12	3980,70	0,16	117,45
40-44	4,85	56,02	4260,80	0,22	51,01
45-49	4,85	19,33	4357,45		40,40
Test de Coale	$P(3)^2/P(2)$	4,51			

* Le paramètre $i=7$ n'exige pas de pondération, puisque après 50 ans la fécondité est supposée nulle. On pose $f'(7)=(1-w(6))/7$.

Source :
Voir tableaux n°2 F, n°17 F et 1.10 du texte prin cipal.

Tableau n°36 F : Gabon. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1993.

Groupe d'âges	Parités	Taux de fécondité "conventionnels"	Coefficients w de Brass ^a	Cumul des taux ^b	Rapports P/F
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
15-19	0,35	134,98	2,284	0,308	1,492
20-24	1,42	198,80	2,436	1,159	1,027
25-29	2,53	187,94	2,569	2,152	0,818
30-34	3,65	166,21	2,675	3,053	0,698
35-39	4,47	117,45	2,868	3,776	0,651
40-44	4,85	51,01	3,371	4,199	0,593
45-49	4,85	40,40	4,614	4,468	0,622
f_1/f_2		0,679			

a : les coefficients w sont obtenus par interpolation linéaire d'après le tableau n°1.11 du texte principal
b : D'après la formule (3).

3 Calcul des coefficients K_g

a Congo : recensements 1974 et 1984

Tableau n°37 F : Congo. Variation relative annuelle moyenne des taux de fécondité. 1984.

Groupe de générations (g)	Par génération										
	Groupe d'âges (a)	Calcul de B(g)							A(g)	P(g)	k_g
		f(a)	Périodes	d_{g-a+1}	$f(a)d_{g-a+1}$	w_g	$d_1 w_g f(g)$	B(g)			
1 (1965-1969)	15-19	106,23	7	29,5	3,134	1,995	0,424	0,424	0,242	0,37	0,302
2 (1960-1964)	20-24	192,34	6	24,5	4,712	2,405	0,925	3,315	1,208	1,66	0,136
3 (1955-1959)	25-29	205,11	5	19,5	4,000	2,551	1,046	10,420	2,443	3,13	0,066
4 (1950-1954)	30-34	184,84	4	14,5	2,680	2,666	0,986	22,438	3,552	4,07	0,023
5 (1945-1949)	35-39	135,15	3	9,5	1,284	2,829	0,765	38,968	4,454	4,58	0,003
6 (1940-1944)	40-44	68,10	2	4,5	0,306	3,234	0,440	58,898	5,093	4,71	-0,007
7 (1935-1999)	45-49	29,95	1	2	0,060	4,402	0,264	80,845	5,340	4,46	-0,011

Tableau n°38 F : Congo. Reconstitution de la fécondité passée, d'après le recensement de 1984.

Taux de fécondité générale (pour 1000)								
Groupe d'âges	Taux du moment 1984	Période						
		1980-1984*	1975-1979	1970-1974	1965-1969	1960-1964	1955-1959	1950-1954
15-19	106,23	84,77	171,24	172,84	141,66	112,44	88,01	71,76
20-24	192,34	185,03	249,46	234,37	200,71	166,09	140,50	
25-29	205,11	209,29	226,34	210,96	184,29	161,11		
30-34	184,84	197,11	187,34	172,55	155,36			
35-39	135,15	152,94	130,89	121,03				
40-44	68,10	88,09	64,73					
45-49	29,95	52,74						
ISF	4,61	4,85	5,15	4,56	3,41	2,20	1,14	

* Observation tronquée. Les taux de fécondité sont estimés par la formule suivante : $W_g \cdot f(a)/2,5$

Tableau n°39 F : Congo. Cumul des taux de fécondité reconstitué d'après le recensement de 1984.

Cumuls	Périodes					
	1960-1964	1965-1969	1970-1974	1975-1979	1980-1984	1984
15-29 ans	2,20	2,63	3,09	3,24	2,40	2,52
15-34 ans		3,41	3,95	4,17	3,38	3,44
15-39 ans			4,56	4,83	4,15	4,12
15-44 ans				5,15	4,59	4,46
15-49 ans					4,85	4,61

Tableau n°40 F : Congo. Fécondité des générations reconstituées d'après le recensement de 1984.

Groupe d'âges	Groupe de générations						
	1965-1969	1960-1964	1955-1959	1950-1954	1945-1949	1940-1944	1935-1939
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	84,77	171,24	172,84	141,66	112,44	88,01	71,76
20-24		185,03	249,46	234,37	200,71	166,09	140,50
25-29			209,29	226,34	210,96	184,29	161,11
30-34				197,11	187,34	172,55	155,36
35-39					152,94	130,89	121,03
40-44						88,09	64,73
45-49							52,74
Descendance atteinte ou finale	0,42	1,78	3,16	4,00	4,32	4,15	3,84

Tableau n°41 F : Congo. Descendances atteintes et finale d'après le recensement de 1984.

Descendances	Groupe de générations				
	1934-1939	1939-1944	1944-1949	1949-1954	1954-1959
à 29 ans	1,87	2,19	2,62	3,01	3,16
à 34 ans	2,64	3,05	3,56	4,00	
à 39 ans	3,25	3,71	4,32		
à 44 ans	3,57	4,15			
à 49 ans	3,84				

b Gabon : recensement 1993

Tableau n°42 F : Gabon. Variation relative annuelle moyenne des taux de fécondité. 1993.

Groupe de générations g	Par générations										
	Groupe d'âges (a)	Calcul de B(g)							A(g)	P(g)	k _g
		f(a)	Périodes	d _{g-a+1}	f(a)d _{g-a+1}	w _g	d ₁ w _g f(g)	B(g)			
1 (1974-1978)	15-19	134,98	7	29,5	3,982	2,284	0,617	0,617	0,242	0,37	0,208
2 (1969-1973)	20-24	198,80	6	24,5	4,871	2,436	0,969	4,006	1,208	1,66	0,113
3 (1964-1965)	25-29	187,94	5	19,5	3,665	2,569	0,966	11,850	2,443	3,13	0,058
4 (1959-1963)	30-34	166,21	4	14,5	2,410	2,675	0,889	24,347	3,552	4,07	0,021
5 (1954-1958)	35-39	117,46	3	9,5	1,116	2,868	0,674	40,914	4,454	4,58	0,003
6 (1949-1953)	40-44	51,01	2	4,5	0,230	3,371	0,344	60,425	5,093	4,71	-0,006
7 (1944-1948)	45-49	40,40	1	2	0,081	4,614	0,373	81,737	5,340	4,46	-0,011

Tableau n°43 F : Gabon. Reconstitution de la fécondité passée d'après le recensement de 1993.

Taux de fécondité générale (pour mille)								
Groupe d'âges	Taux du moment 1993	Périodes						
		1989-1993*	1984-1988	1979-1983	1974-1978	1969-1973	1964-1968	1959-1963
15-19	134,98	123,32	203,62	209,35	176,08	142,88	115,14	91,18
20-24	198,80	193,71	250,69	238,46	207,45	175,54	145,22	
25-29	187,94	193,13	205,70	193,30	171,59	147,63		
30-34	166,21	177,84	168,45	156,74	139,70			
35-39	117,46	134,75	114,29	105,19				
40-44	51,01	68,78	48,49					
45-49	40,40	74,56						
ISF	4,48	4,83	4,96	4,52	3,47	2,33	1,30	

* Observation tronquée. Les taux de fécondité sont estimés par la formule suivante : $W_g \cdot f(a) / 2,5$

Tableau n°44 F : Gabon. Cumul des taux de fécondité du moment selon les périodes. Recensement de 1993.

Cumul des taux de fécondité						
Cumuls	Taux du moment 1993	Périodes				
		1989-1993	1984-1988	1979-1983	1974-1978	1969-1973
à 29 ans	2,61	2,55	3,30	3,21	2,19	2,33
à 34 ans	3,44	3,44	4,14	3,99	3,47	
à 39 ans	4,03	4,11	4,71	4,52		
à 44 ans	4,28	4,45	4,96			
ISF	4,48	4,83				

Tableau n°45 F : Gabon. Fécondité des générations reconstituée d'après le recensement de 1993.

Groupe d'âges	Groupe de générations						
	1974-1978	1969-1973	1964-1968	1959-1963	1954-1958	1949-1953	1944-1948
15-19	123,32	203,62	209,35	176,08	142,88	115,14	91,18
20-24		193,71	250,69	238,46	207,45	175,54	145,22
25-29			193,13	205,70	193,30	171,59	147,63
30-34				177,84	168,45	156,74	139,70
35-39					134,75	114,29	105,19
40-44						68,78	48,49
45-49							74,56
Descendance atteinte ou finale	0,62	1,99	3,27	3,99	4,23	4,01	3,76

Tableau n°46 F : Gabon. Descendances atteintes et finales d'après le recensement de 1993.

Descendance atteinte ou finale	Génération				
	1964-1968	1959-1963	1954-1958	1949-1953	1944-1948
à 29 ans	3,27	3,10	2,72	2,31	1,92
à 34 ans		3,99	3,56	3,10	2,62
à 39 ans			4,23	3,67	3,14
à 44 ans				4,01	3,39
à 49 ans					3,76

ANNEXES DEUXIEME PARTIE

A II - 1 Les données obtenues par les sources traditionnelles

Tableau n°1.M : Cameroun. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1987.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0-4	861890	836633	1698523	24420	20083	44503	28,33	24,00	26,20	132,28	113,21	122,95
5-9	753268	722875	1476143	3186	2531	5717	4,23	3,50	3,87	20,93	17,35	19,16
10-14	598854	546832	1145686	1625	1282	2907	2,71	2,34	2,54	13,46	11,63	12,62
15-19	447513	470721	918234	1561	1476	3037	3,49	3,14	3,31	17,30	15,58	16,41
20-24	334673	400805	735478	1513	1380	2893	4,52	3,44	3,93	22,35	17,05	19,46
25-29	304273	366809	671082	1477	1516	2993	4,85	4,13	4,46	23,96	20,44	22,05
30-34	255647	295430	551077	1542	1513	3055	6,03	5,12	5,54	29,70	25,28	27,32
35-39	203375	217021	420396	1423	1330	2753	7,00	6,13	6,55	34,40	30,19	32,22
40-44	182317	204668	386985	1873	1749	3622	10,27	8,55	9,36	50,06	41,86	45,73
45-49	153713	163472	317185	1950	1540	3490	12,69	9,42	11,00	61,50	46,02	53,53
50-54	144167	153057	297224	2590	2044	4634	17,97	13,35	15,59	85,99	64,59	75,03
55-59	99152	95563	194715	1733	1261	2994	17,48	13,20	15,38	83,74	63,89	74,05
60-64	87711	93239	180950	2939	2455	5394	33,51	26,33	29,81	154,60	123,52	138,71
65 ans et plus *	152143	159354	311497	10990	9782	20772	72,23	61,39	66,68	305,91	266,11	285,76
Total	4578696	4726479	9305175	58822	49942	108764	12,85	10,57	11,69			

* 65-69 ans pour le quotient de mortalité
 Source :
 RGPH 1987.

Tableau n°2.M : Congo. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1974.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0 *	23745	23329	47074	947	744	1691	39,88	31,89	35,92	79,83	70,34	77,43
1-4	99086	98561	197647	1219	1033	2252	12,30	10,48	11,39			
5-9	101445	101020	202465	259	191	450	2,55	1,89	2,22	12,67	9,41	11,04
10-14	79128	76147	155275	138	104	242	1,74	1,37	1,56	8,66	6,83	7,77
15-19	57697	63055	120752	109	86	195	1,89	1,36	1,61	9,41	6,78	8,02
20-24	41653	50352	92005	130	88	218	3,12	1,75	2,37	15,48	8,71	11,78
25-29	36469	43421	79890	98	87	185	2,69	2,00	2,32	13,36	9,95	11,53
30-34	32812	35915	68727	105	96	201	3,20	2,67	2,92	15,87	13,26	14,49
35-39	33065	38972	72037	94	115	209	2,84	2,95	2,90	14,10	14,64	14,40
40-44	28635	34548	63183	158	98	256	5,52	2,84	4,05	27,22	14,10	20,05
45-49	25581	31644	57225	124	112	236	4,85	3,54	4,12	23,96	17,54	20,39
50-54	21534	27950	49484	184	127	311	8,54	4,54	6,28	41,81	22,45	30,91
55-59	20136	22978	43114	124	127	251	6,16	5,53	5,82	30,33	27,27	28,68
60-64	15252	16568	31820	212	205	417	13,90	12,37	13,10	67,17	59,99	63,42
65-69	8503	9839	18342	128	124	252	15,05	12,60	13,74	72,52	61,08	66,42
70-74	5136	6590	11726	205	189	394	39,91	28,68	33,60	181,45	133,81	154,98
75-79	717	786	1503	34	47	81	47,42	59,80	53,89	211,97	260,11	237,46
80 ans et plus *	515	686	1201	60	80	140	116,50	116,62	116,57	451,11	451,47	451,32
Total 1	631109	682361	1313470	4328	3653	7981	6,86	5,35	6,08			
Non déclarés	2890	3430	6320	156	107	263	53,98	31,20	41,61			
Total 2	633999	685791	1319790	4484	3760	8244	7,07	5,48	6,25			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 80 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 80-84 ans.
 Source :
 RGPH 1974.

Tableau n°3.M : Congo. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe en 1984.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0 *	35868	35601	71469	306	254	560	8,53	7,13	7,84	18,40	16,60	20,00
1-4	125824	124474	250298	317	300	617	2,52	2,41	2,47			
5-9	143258	142929	286187	112	82	194	0,78	0,57	0,68	3,89	2,85	3,39
10-14	122053	123123	245176	48	39	87	0,39	0,32	0,35	1,95	1,60	1,75
15-19	102811	108483	211294	32	37	69	0,31	0,34	0,33	1,55	1,70	1,65
20-24	83831	88395	172226	35	28	63	0,42	0,32	0,37	2,10	1,60	1,85
25-29	65957	70566	136523	28	32	60	0,42	0,45	0,44	2,10	2,25	2,20
30-34	48211	53231	101442	29	23	52	0,60	0,43	0,51	3,00	2,15	2,55
35-39	40203	43845	84048	27	35	62	0,81	0,80	0,74	4,04	3,99	3,69
40-44	33463	34716	68179	34	21	55	1,05	0,60	0,81	5,24	3,00	4,04
45-49	32479	35979	68458	34	47	81	1,33	1,31	1,18	6,63	6,53	5,88
50-54	25562	31118	56680	57	45	102	2,69	1,45	1,80	13,36	7,22	8,96
55-59	21154	26588	47742	42	22	64	2,51	0,83	1,34	12,47	4,14	6,68
60-64	16707	22540	39247	77	62	139	2,79	2,75	3,54	13,85	13,66	17,54
65 ans et plus *	27591	33652	61243	218	185	403	0,24	5,50	6,58	38,73	27,13	32,37
Total 1	924972	975240	1900212	1396	1212	2608	1,51	1,24	1,37			
Non déclarés	4130	4906	9036	144	21	165	34,87	4,28	18,26			
Total 2	929102	980146	1909248	1540	1233	2773	1,66	1,26	1,45			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 65 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 65-69 ans.
Source :
RGPH 1984

Tableau n°4.M : Gabon. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1960-1961.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0 *	6846	6763	13609	1371	893	2264	200,26	132,04	166,36	182,03	123,86	153,58
1-4	19524	20489	40013	536	427	963	27,45	20,84	24,07			
5-9	23123	21889	45012	360	224	584	15,57	10,23	12,97	74,93	49,87	62,81
10-19	28860	27312	56172	455	451	906	15,77	16,51	16,13	146,17	152,51	149,26
20-29	29187	38205	67392	605	367	972	20,73	9,61	14,42	187,83	91,69	134,50
30-39	31485	46694	78179	696	476	1172	22,11	10,19	14,99	199,09	96,96	139,45
40-49	32884	37183	70067	909	597	1506	27,64	16,06	21,49	242,84	148,66	194,05
50-59	18501	21256	39757	1043	652	1695	56,38	30,67	42,63	439,82	265,92	351,40
60-69	9312	12371	21683	1113	545	1658	245,48	44,05	76,47	748,12	360,99	553,19
70 ans et plus *	4534	7175	11709	837	557	1394	184,61	77,63	119,05	959,99	559,23	746,28
Total 1	204256	239337	443593	7925	5189	13114	38,80	21,68	29,56			
Non déclarés	442	230	672	20	7	27	45,25	30,43	40,18			
Total 2	204698	239567	444265	7945	5196	13141	38,81	21,69	29,58			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 70 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 70-79 ans.
Source :
Enquête par sondage et recensement 1960-1961.

Tableau n°5.M : RCA. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1959-1960.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0 *	24550	24280	48830	4930	4330	9260	200,81	178,34	189,64	272,10	245,80	259,00
1-4	63420	65910	129330	1840	1700	3540	29,01	25,79	27,37			
5-9	81250	77860	159110	710	600	1310	8,74	7,71	8,23	42,77	37,82	40,32
10-14	44250	33780	78030	370	340	710	8,36	10,07	9,10	40,94	49,11	44,49
15-19	24560	25670	50230	300	390	690	12,21	15,19	13,74	59,24	73,17	66,42
20-24	25350	43010	68360	230	720	950	9,07	16,74	13,90	44,34	80,34	67,17
25-29	41020	63230	104250	450	760	1210	10,97	12,02	11,61	53,39	58,35	56,41
30-34	36090	54040	90130	420	680	1100	11,64	12,58	12,20	56,55	60,98	59,19
35-39	48560	57520	106080	730	1000	1730	15,03	17,39	16,31	72,43	83,33	78,36
40-44	31670	32860	64530	800	470	1270	25,26	14,30	19,68	118,80	69,03	93,79
45-49	32250	28360	60610	1020	470	1490	31,63	16,57	24,58	146,52	79,55	115,79
50-54	14540	10180	24720	720	150	870	49,52	14,73	35,19	220,32	71,03	161,72
55-59	11400	9160	20560	470	290	760	41,23	31,66	36,96	186,89	146,69	169,17
60-64	5610	4740	10350	400	160	560	71,30	33,76	54,11	302,57	155,66	238,31
65-69	4110	3400	7510	320	80	400	77,86	23,53	53,26	325,87	111,11	235,01
70 ans et plus *	1540	1000	2540	160	30	190	103,90	30,00	74,80	412,38	139,53	315,08
Total 1	490170	535000	1025170	13870	12170	26040	28,30	22,75	25,40			
Non déclarés	160	40	200	60	50	110	375,00	1250,00	550,00			
Total 2	490330	535040	1025370	13930	12220	26150	28,41	22,84	25,50			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 70 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 70-79 ans.
Source :
Enquête par sondage 1959-1960.

Tableau n° 6.M : RCA. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1988.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0 *	43618	43426	87044	3479	2810	6289	79,76	64,71	72,25	130,00	109,40	119,70
1-4	169749	169389	339138	2523	2163	4686	14,86	12,77	13,82			
5-9	183766	181963	365729	662	536	1198	3,60	2,95	3,28	17,84	14,64	18,92
10-14	143653	130580	274233	397	328	725	2,76	2,51	2,64	13,71	12,47	13,11
15-19	121971	131741	253712	389	478	867	3,19	3,63	3,42	15,82	17,99	16,96
20-24	108638	116868	225506	427	529	956	3,93	4,53	4,24	19,46	22,40	20,98
25-29	94786	104206	198992	511	568	1079	5,39	5,45	5,42	26,59	26,88	26,74
30-34	74405	78482	152887	468	508	976	6,29	6,47	6,38	30,96	31,84	31,40
35-39	56755	62601	119356	462	486	948	9,86	7,76	7,94	48,11	38,06	38,93
40-44	46861	51573	98434	465	504	969	11,39	9,77	9,84	55,37	47,69	48,02
45-49	40826	47574	88400	648	530	1178	18,43	11,14	13,33	88,09	54,19	64,50
50-54	35164	41120	76284	681	516	1197	23,01	12,55	15,69	108,79	60,84	75,49
55-59	29593	32629	62222	573	436	1009	23,68	13,36	16,22	111,78	64,64	77,94
60-64	24193	25712	49905	688	607	1295	28,44	23,61	25,95	132,76	111,47	121,85
65-69	16486	16533	33019	529	429	958	32,09	25,95	29,01	148,53	121,85	135,24
70-74	9351	8626	17977	518	405	923	55,40	46,95	51,34	243,30	210,09	227,50
75-79	5280	4662	9942	321	230	551	60,80	49,34	55,42	263,89	219,61	243,38
80-84	2886	2801	5687	207	155	362	71,73	55,34	63,65	304,11	243,07	274,56
85-89	1845	1658	3503	172	133	305	93,22	80,22	87,07	378,01	334,10	357,53
90-94	402	377	779	54	49	103	134,33	129,97	132,22	502,80	490,48	496,86
95 ans et plus *	505	362	867	86	56	142	170,30	154,70	163,78	597,30	557,78	581,01
Total	1210733	1252883	2463616	14260	12456	26716	11,78	9,94	10,84			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 95 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 95-99 ans.
Source :
RGPH 1988.

Tableau n° 7.M : Tchad. Taux et quotients de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le sexe. 1964.

Age ou groupe d'âges	Effectifs			Décès			Taux de mortalité			Quotients		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
0 *	49050	48480	97530	10040	7950	17990	204,69	163,99	184,46			306,33
1-4	196090	195430	391520	6170	5080	11250	31,47	25,99	28,73			
5-9	234860	216250	451110	2510	2260	4770	10,69	10,45	10,57			
10-19	195720	184220	379940	3460	2510	5970	17,68	13,63	15,71			145,68
20-29	141990	249480	391470	2850	3980	6830	20,07	15,95	17,45			160,47
30-39	160060	209120	369180	4160	3700	7860	25,99	17,69	21,29			192,42
40-49	115500	117830	233330	4580	2770	7350	39,65	23,51	31,50			272,14
50-59	59730	60600	120330	4460	2460	6920	74,67	40,59	57,51			446,65
60-69	33000	32180	65180	3810	2220	6030	312,30	68,99	92,51			632,54
70 ans et plus *	12200	12580	24780	2740	1450	4190	224,59	115,26	169,09			916,25
Total	1198200	1326170	2524370	44780	34380	79160	37,37	25,92	31,36			

* Pour le quotient de mortalité, les groupes 0 et 70 ans et plus correspondent respectivement à 0-4 et 70-79 ans
Source :
Enquête par sondage 1964.

A II - 2 Les données des EDS

1 Mortalité infantile et juvénile

Tableau n°8.M : Quotients de mortalité (pour 1000), selon les composantes de la mortalité infanto-juvénile, le nombre d'années ayant précédé l'enquête.

Nombre d'années ayant précédé l'enquête	Cameroun					
	1991		1998		2004	
	Mortalité infantile	Mortalité juvénile	Mortalité infantile	Mortalité juvénile	Mortalité infantile	Mortalité juvénile
0-4	65	65,6	77,00	79,90	74	75
5-9	97,3	73,8	82,50	63,60	89	69
10-14	108,1	100,6	78,50	68,40	80	58
15-19			102,60	71,90		
	Congo 2005		Gabon 2000		RCA* 1994-1995	
0-4	75	44	57,30	33,20	96,7	67,2
5-9 (ou 5-14)	87	48	65,20	31,20	105,4	61,7
10-14 (ou 15-24)	65	39	52,10	33,10	110,8	73,8
15-19			63,50	36,50		
	Tchad					
	1996-1997		2004			
0-4	102,6	43,9	102	99		
5-9	117,6	51,3	129	98		
10-14	118,4	60	109	100		
15-19	123,3	58,8				

Sources :
Cameroun : EDS 1991, 1998 et 2004.
Congo : EDS 2005.
Gabon : EDS 2000.
RCA : EDS 1994-1995. * La deuxième et la troisième lignes concernent les périodes 5-14 ans et 15-24 ans.
Tchad : EDS 1996-1997, 2004.

2 Décès des frères et soeurs

a Cameroun

Tableau n°9.M : Cameroun. Quotients de mortalité dans les générations calculés avec les décès des frères et soeurs.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1989-1993			1984-1988			1979-1983			1974-1978		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	774	131	169,25	1414	175	123,76	1934	232	119,96	2090	268	128,23
5-9				1239	29	23,41	1702	28	16,45	1822	39	21,41
10-14							1674	22	13,14	1783	26	14,58
15-19										1757	25	14,23
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1969-1973			1964-1968			1959-1963			1954-1958		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	2326	310	133,28	2012	355	176,44	1681	269	160,02	1211	221	182,49
5-9	2016	57	28,27	1657	30	18,11	1412	34	24,08	990	24	24,24
10-14	1959	32	16,33	1627	27	16,59	1378	22	15,97	966	20	20,70
15-19	1927	23	11,94	1600	24	15,00	1356	16	11,80	946	12	12,68
20-24	1904	25	13,13	1576	16	10,15	1340	15	11,19	934	15	16,06
25-29				1560	23	14,74	1325	9	6,79	919	12	13,06
30-34							1316	24	18,24	907	17	18,74
35-39										890	26	29,21
40-44												
45-49												
50-54												

	1949-1953			1944-1948			1939-1943		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectifs	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	745	142	190,60	442	113	255,66	200	50	250,00
5-9	603	24	39,80	329	10	30,40	150	5	33,33
10-14	579	15	25,91	319	8	25,08	145	2	13,79
15-19	564	15	26,60	311	11	35,37	143	2	13,99
20-24	549	11	20,04	300	0		141	1	7,09
25-29	538	4	7,43	300	5	16,67	140	0	0,00
30-34	534	15	28,09	295	5	16,95	140	1	7,14
35-39	519	10	19,27	290	2	6,90	139	1	7,19
40-44	509	15	29,47	288	3	10,42	138	3	21,74
45-49				285	2	7,02	135	3	22,22
50-54							132	13	98,48

Suite tableau n° 9.M

	Sexe féminin											
	1989-1993			1984-1988			1979-1983			1974-1978		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	757	98	129,46	1295	133	102,70	1807	213	117,87	2105	241	114,49
5-9				1162	26	22,38	1594	33	20,70	1864	42	22,53
10-14							1561	19	12,17	1822	29	15,92
15-19										1793	19	10,60
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1969-1973			1964-1968			1959-1963			1954-1958		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)									
0-4	2245	242	107,80	1868	264	141,33	1615	216	133,75	1118	166	148,48
5-9	2003	48	23,96	1604	38	23,69	1399	26	18,58	952	23	24,16
10-14	1955	33	16,88	1566	18	11,49	1373	15	10,92	929	10	10,76
15-19	1922	24	12,49	1548	24	15,50	1358	16	11,78	919	12	13,06
20-24	1898	31	16,33	1524	8	5,25	1342	13	9,69	907	13	14,33
25-29				1516	25	16,49	1329	13	9,78	894	7	7,83
30-34							1316	27	20,52	887	4	4,51
35-39										883	13	14,72
40-44												
45-49												
50-54												

	1949-1953			1944-1948			1939-1943		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	687	100	145,56	393	75	190,84	178	35	196,63
5-9	587	16	27,26	318	12	37,74	143	4	27,97
10-14	571	16	28,02	306	8	26,14	139	7	50,36
15-19	555	17	30,63	298	9	30,20	132	4	30,30
20-24	538	5	9,29	289	5	17,30	128	0	0,00
25-29	533	9	16,89	284	2	7,04	128	2	15,63
30-34	524	5	9,54	282	6	21,28	126	4	31,75
35-39	519	11	21,19	276	2	7,25	122	1	8,20
40-44	508	13	25,59	274	7	25,55	121	0	0,00
45-49				267	9	33,71	121	5	41,32
50-54							116	3	25,86

a. a. r. = âge en années révolues

Source :
EDS 1998

Tableau n°10.M : Cameroun. Quotients de mortalité (5qx) dans les générations calculés avec les décès des frères et soeur.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	1534	277	180,57	2844	443	155,77	3969	538	135,55	4583	565	123,28
5-9				2401	64	26,66	3431	81	23,61	4018	62	15,43
10-14							3350	40	11,94	3956	43	10,87
15-19										3913	58	14,82
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1975-1979			1970-1974			1965-1969			1960-1964		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	4910	716	145,82	4070	566	139,07	3335	521	156,22	2471	438	177,26
5-9	4194	83	19,79	3504	56	15,98	2814	68	24,16	2033	64	31,48
10-14	4111	55	13,38	3448	44	12,76	2746	62	22,58	1969	25	12,70
15-19	4056	37	9,12	3404	44	12,93	2684	38	14,16	1944	21	10,80
20-24	4019	69	17,17	3360	54	16,07	2646	26	9,83	1923	32	16,64
25-29				3306	98	29,64	2620	43	16,41	1891	20	10,58
30-34							2577	84	32,60	1871	55	29,40
35-39										1816	68	37,44
40-44												
45-49												
50-54												

	1955-1959			1950-1954			1945-1949		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	1690	320	189,35	1009	213	211,10	479	95	198,33
5-9	1370	43	31,39	796	28	35,18	384	16	41,67
10-14	1327	24	18,09	768	19	24,74	368	5	13,59
15-19	1303	26	19,95	749	21	28,04	363	3	8,26
20-24	1277	27	21,14	728	21	28,85	360	11	30,56
25-29	1250	16	12,80	707	10	14,14	349	3	8,60
30-34	1234	23	18,64	697	14	20,09	346	4	11,56
35-39	1211	39	32,20	683	18	26,35	342	5	14,62
40-44	1172	60	51,19	665	14	21,05	337	6	17,80
45-49				651	42	64,52	331	15	45,32
50-54							316	29	91,77

Suite Tableau 10.M

	Sexe féminin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)
0-4	1465	243	165,87	2714	356	131,17	3698	407	110,06	4296	470	109,40
5-9				2358	59	25,02	3291	52	15,80	3826	78	20,39
10-14							3239	53	16,36	3748	51	13,61
15-19										3697	58	15,69
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1975-1979			1970-1974			1965-1969			1960-1964		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotient (x1000)
0-4	4609	545	118,25	3917	475	121,27	3105	421	135,59	2218	313	141,12
5-9	4064	83	20,42	3442	59	17,14	2684	44	16,39	1905	46	24,15
10-14	3981	51	12,81	3383	45	13,30	2640	39	14,77	1859	29	15,60
15-19	3930	52	13,23	3338	38	11,38	2601	40	15,38	1830	18	9,84
20-24	3878	98	25,27	3300	58	17,58	2561	27	10,54	1812	23	12,69
25-29				3242	110	33,93	2534	46	18,15	1789	24	13,42
30-34							2488	89	35,77	1765	40	22,66
35-39										1725	59	34,20
40-44												
45-49												
50-54												

	1955-1959			1950-1954			1945-1949		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	1444	206	142,66	832	136	163,46	419	85	202,86
5-9	1238	32	25,85	696	24	34,48	334	14	41,92
10-14	1206	12	9,95	672	6	8,93	320	8	25,00
15-19	1194	12	10,05	666	14	21,02	312	5	16,03
20-24	1182	18	15,23	652	10	15,34	307	4	13,03
25-29	1164	17	14,60	642	7	10,90	303	6	19,80
30-34	1147	23	20,05	635	10	15,75	297	4	13,47
35-39	1124	28	24,91	625	8	12,80	293	6	20,48
40-44	1096	52	47,45	617	12	19,45	287	10	34,84
45-49				605	23	38,02	277	13	46,93
50-54							264	11	41,67

Source :

EDS 2004

b Gabon

Tableau n°11.M : Gabon. Quotients de mortalité dans les générations calculés avec les décès des frères et sœurs.

Groupe d'âges (à. a. r.)	Sexe masculin											
	1991-1995			1986-1990			1981-1985			1976-1980		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès (x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	957	99	103,45	1580	130	82,28	1960	205	104,59	2322	283	121,88
5-9				1450	14	9,66	1755	29	16,52	2039	26	12,75
10-14							1726	15	8,69	2013	14	6,95
15-19										1999	13	6,50
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1971-1975			1966-1970			1961-1965			1956-1960		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	2442	273	111,79	2074	214	103,18	1694	230	135,77	1208	221	182,95
5-9	2169	29	13,37	1860	23	12,37	1464	14	9,56	987	17	17,22
10-14	2140	29	13,55	1837	16	8,71	1450	10	6,90	970	9	9,28
15-19	2111	14	6,63	1821	21	11,53	1440	17	11,81	961	11	11,45
20-24	2097	28	13,35	1800	25	13,89	1423	13	9,14	950	11	11,58
25-29				1775	26	14,65	1410	23	16,31	939	11	11,71
30-34							1387	38	27,40	928	19	20,47
35-39										909	28	30,80
40-44												
45-49												
50-54												

	1951-1955			1946-1950			1941-1945		
	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	693	137	197,69	352	81	230,11	164	75	457,32
5-9	556	15	26,98	271	11	40,59	89	5	56,18
10-14	541	4	7,39	260	3	11,54	84	5	59,52
15-19	537	3	5,59	257	3	11,67	79	4	50,63
20-24	534	8	14,98	254	6	23,62	75	0	0,00
25-29	526	3	5,70	248	5	20,16	75	0	0,00
30-34	523	6	11,47	243	8	32,92	75	3	40,00
35-39	517	5	9,67	235	4	17,02	72	10	138,89
40-44	512	34	66,41	231	12	51,95	62	4	64,52
45-49				219	10	45,66	58	4	68,97
50-54							54	2	37,04

Tableau n° 11.M suite

	Sexe féminin											
	1991-1995			1986-1990			1981-1985			1976-1980		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	968	81	83,68	1580	123	77,85	2073	204	98,41	2263	197	87,05
5-9				1457	19	13,04	1869	20	10,70	2066	25	12,10
10-14							1849	19	10,28	2041	18	8,82
15-19										2023	24	11,86
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1971-1975			1966-1970			1961-1965			1956-1960		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)									
0-4	2340	214	91,45	2110	189	89,57	1699	194	114,18	1166	121	103,77
5-9	2126	23	10,82	1921	20	10,41	1505	13	8,64	1045	17	16,27
10-14	2103	23	10,94	1901	12	6,31	1492	10	6,70	1028	13	12,65
15-19	2080	21	10,10	1889	13	6,88	1482	12	8,10	1015	8	7,88
20-24	2059	42	20,40	1876	28	14,93	1470	12	8,16	1007	13	12,91
25-29				1848	52	28,14	1458	9	6,17	994	4	4,02
30-34							1449	24	16,56	990	18	18,18
35-39										972	26	26,75
40-44												
45-49												
50-54												

	1951-1955			1946-1950			1941-1945		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	602	122	202,66	392	74	188,78	118	25	211,86
5-9	480	9	18,75	318	5	15,72	93	0	0,00
10-14	471	3	6,37	313	5	15,97	93	0	0,00
15-19	468	5	10,68	308	6	19,48	93	0	0,00
20-24	463	4	8,64	302	3	9,93	93	4	43,01
25-29	459	3	6,54	299	8	26,76	89	0	0,00
30-34	456	8	17,54	291	5	17,18	89	0	0,00
35-39	448	9	20,09	286	8	27,97	89	2	22,47
40-44	439	17	38,72	278	12	43,17	87	6	68,97
45-49				266	17	63,91	81	1	12,35
50-54							80	3	37,50

Source :
EDS 2000

c Tchad

Tableau n°12.M : Tchad. Quotients de mortalité dans les générations calculés avec les décès des frères et sœurs.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1988-1992			1983-1987			1978-1982			1973-1977		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	1064	213	200,19	1902	360	189,27	2551	436	170,91	3023	459	151,84
5-9				1542	45	29,18	2115	72	34,04	2564	74	28,86
10-14							2043	31	15,17	2490	28	11,24
15-19										2462	37	15,03
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1968-1972			1963-1967			1958-1962			1953-1957		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	3207	449	140,01	2762	434	157,13	2109	342	162,16	1570	289	184,08
5-9	2758	79	28,64	2328	84	36,08	1767	55	31,13	1281	58	45,28
10-14	2679	41	15,30	2244	34	15,15	1712	31	18,11	1223	30	24,53
15-19	2638	41	15,54	2210	40	18,10	1681	33	19,63	1193	29	24,31
20-24	2597	33	12,71	2170	29	13,36	1648	34	20,63	1164	18	15,46
25-29				2141	42	19,62	1614	25	15,49	1146	26	22,69
30-34							1589	38	23,91	1120	30	26,79
35-39										1090	20	18,35
40-44												
45-49												
50-54												

	1948-1952			1943-1947			1938-1942		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	916	184	200,87	492	117	237,80	173	34	196,53
5-9	732	27	36,89	477	15	31,45	139	10	71,94
10-14	705	18	25,53	469	8	17,06	129	7	54,26
15-19	687	22	32,02	461	8	17,35	122	6	49,18
20-24	665	16	24,06	452	9	19,91	116	0	0,00
25-29	649	12	18,49	436	16	36,70	116	1	8,62
30-34	637	20	31,40	433	3	6,93	115	5	43,48
35-39	617	7	11,35	430	3	6,98	110	2	18,18
40-44	610	13	21,31	418	12	28,71	108	1	9,26
45-49				400	18	45,00	107	1	9,35
50-54							106	3	28,30

Suite tableau 12.M

	Sexe féminin											
	1988-1992			1983-1987			1978-1982			1973-1977		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	1050	216	205,71	1803	297	164,73	2455	353	143,79	2758	431	156,27
5-9				1506	55	36,52	2102	82	39,01	2327	60	25,78
10-14							2020	20	9,90	2267	37	16,32
15-19										2230	59	26,46
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1968-1972			1963-1967			1958-1962			1953-1957		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)									
0-4	3012	385	127,82	2551	316	123,87	1923	271	140,93	1355	193	142,44
5-9	2627	50	19,03	2235	67	29,98	1652	55	33,29	1162	49	42,17
10-14	2577	39	15,13	2168	50	23,06	1597	33	20,66	1113	19	17,07
15-19	2538	48	18,91	2118	31	14,64	1564	42	26,85	1094	14	12,80
20-24	2490	50	20,08	2087	33	15,81	1522	25	16,43	1080	17	15,74
25-29				2054	25	12,17	1497	17	11,36	1063	30	28,22
30-34							1480	42	28,38	1033	16	15,49
35-39										1017	20	19,67
40-44												
45-49												
50-54												

	1948-1952			1943-1947			1938-1942		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)
0-4	791	122	154,24	460	59	128,26	143	18	125,87
5-9	669	28	41,85	401	10	24,94	125	3	24,00
10-14	641	18	28,08	391	9	23,02	122	10	81,97
15-19	623	21	33,71	382	15	39,27	112	5	44,64
20-24	602	13	21,59	367	7	19,07	107	3	28,04
25-29	589	15	25,47	360	6	16,67	104	1	9,62
30-34	574	10	17,42	354	5	14,12	103	3	29,13
35-39	564	10	17,73	349	11	31,52	100	3	30,00
40-44	554	20	36,10	338	8	23,67	97	1	10,31
45-49				330	6	18,18	96	2	20,83
50-54							94	2	21,28

Source :
EDS 1996-1997

Tableau n°13.M : Tchad. Quotients de mortalité dans les générations calculés des frères et sœurs.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	947	187	197,47	1728	313	181,13	2082	371	178,19	2798	416	148,68
5-9				1415	51	36,04	1711	55	32,14	2382	92	38,62
10-14							1656	36	21,74	2290	45	19,65
15-19										2245	48	21,38
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1975-1979			1970-1974			1965-1969			1960-1964		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	2596	422	162,56	2416	364	150,66	1783	269	150,87	1245	285	228,92
5-9	2174	96	44,16	2052	66	32,16	1514	70	46,24	960	46	47,92
10-14	2078	32	15,40	1986	45	22,66	1444	46	31,86	914	17	18,60
15-19	2046	48	23,46	1941	26	13,40	1398	23	16,45	897	20	22,30
20-24	1998	42	21,02	1915	35	18,28	1375	28	20,36	877	16	18,24
25-29				1880	45	23,94	1347	21	15,59	861	26	30,20
30-34							1326	48	36,20	835	25	29,94
35-39										810	32	39,51
40-44												
45-49												
50-54												

	1955-1959			1950-1954			1945-1949		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	840	132	157,14	485	103	212,37	193	35	181,35
5-9	708	35	49,44	382	34	89,01	158	10	63,29
10-14	673	30	44,58	348	14	40,23	148	9	60,81
15-19	643	14	21,77	334	10	29,94	139	10	71,94
20-24	629	18	28,62	324	20	61,73	129	6	46,51
25-29	611	17	27,82	304	9	29,61	123	0	0,00
30-34	594	10	16,84	295	7	23,73	123	3	24,39
35-39	584	13	22,26	288	1	3,47	120	7	58,33
40-44	571	25	43,78	287	6	20,91	113	1	8,85
45-49				281	10	35,59	112	14	125,00
50-54							98	10	102,04

Suite tableau n° 13.M

	Sexe féminin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	881	153	173,67	1620	295	182,10	2017	328	162,62	2712	369	136,06
5-9				1325	33	24,91	1689	72	42,63	2343	47	20,06
10-14							1617	39	24,12	2296	33	14,37
15-19										2263	59	26,07
20-24												
25-29												
30-34												
35-39												
40-44												
45-49												
50-54												

	1975-1979			1970-1974			1965-1969			1960-1964		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)									
0-4	2489	319	128,16	2252	218	96,80	1612	159	98,64	1256	128	101,91
5-9	2170	79	36,41	2034	69	33,92	1453	45	30,97	1128	50	44,33
10-14	2091	50	23,91	1965	19	9,67	1408	31	22,02	1078	21	19,48
15-19	2041	63	30,87	1946	43	22,10	1377	44	31,95	1057	33	31,22
20-24	1978	49	24,77	1903	36	18,92	1333	26	19,50	1024	22	21,48
25-29				1867	39	20,89	1307	24	18,36	1002	20	19,96
30-34							1283	44	34,29	982	24	24,44
35-39										958	33	34,45
40-44												
45-49												
50-54												

	1955-1959			1950-1954			1945-1949		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	740	87	117,57	422	48	113,74	132	34	257,58
5-9	653	28	42,88	374	16	42,78	98	14	142,86
10-14	625	6	9,60	358	9	25,14	84	1	11,90
15-19	619	12	19,39	349	11	31,52	83	7	84,34
20-24	607	15	24,71	338	11	32,54	76	8	105,26
25-29	592	7	11,82	327	6	18,35	68	0	0,00
30-34	585	11	18,80	321	13	40,50	68	2	29,41
35-39	574	8	13,94	308	3	9,74	66	2	30,30
40-44	566	25	44,17	305	9	29,51	64	0	0,00
45-49				296	6	20,27	64	4	62,50
50-54							60	3	50,00

Source :
EDS 2004

2 Décès des enfants

a Cameroun

Tableau n°14.M : Cameroun. Quotients de mortalité dans les générations calculés avec les décès des enfants.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1989-1993			1984-1988			1979-1983			1974-1978		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	2089	304	145,52	1789	256	143,10	1205	215	178,42	727	140	192,57
5-9				1533	72	46,97	990	18	18,18	587	9	15,33
10-14							972	15	15,43	578	11	19,03
15-19										567	14	24,69
20-24												
25-29												

	1969-1973			1964-1968		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	340	58	170,59	107	23	214,95
5-9	282	13	46,10	84	0	0,00
10-14	269	10	37,17	84	1	11,90
15-19	259	4	15,44	83	0	0,00
20-24	255	5	19,61	83	1	12,05
25-29				82	2	24,39

Suite tableau n° 14.M

	Sexe féminin											
	1989-1993			1984-1988			1979-1983			1974-1978		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	2141	336	156,94	1690	196	115,98	1181	175	148,18	679	98	144,33
5-9				1494	32	21,42	1006	18	17,89	581	9	15,49
10-14							988	13	13,16	572	10	17,48
15-19							975			562	6	10,68
20-24												
25-29												

	1969-1973			1964-1968		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	327	55	168,20	97	15	154,64
5-9	272	4	14,71	82	0	0,00
10-14	268	4	14,93	82	1	12,20
15-19	264	9	34,09	81	0	0,00
20-24	255	2	7,84	81	0	0,00
25-29				81	3	37,04

Source :
EDS 1998.

Tableau n°15.M : Cameroun. Quotients de mortalité dans les générations calculés par les décès des enfants. à l'EDS 2004.

Groupe d'âges (en a. r.)	Sexe masculin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	3639	619	170,10	3062	441	144,02	2172	332	152,85	1425	233	163,51
5-9				2621	60	22,89	1840	36	19,57	1192	23	19,30
10-14							1804	22	12,20	1169	11	9,41
15-19										1158	10	8,64
20-24												
25-29												

	1975-1979			1970-1974		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	676	114	168,64	180	41	227,78
5-9	562	19	33,81	139	4	28,78
10-14	543	8	14,73	135	1	7,41
15-19	535	6	11,21	134	1	7,46
20-24	529	8	15,12	133	1	7,52
25-29				132	4	30,30

Suite tableau n° 15.M

Sexe féminin												
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)									
0-4	3541	516	145,72	2917	389	133,36	2208	262	118,66	1289	170	131,89
5-9				2528	58	22,94	1946	32	16,44	1119	24	21,45
10-14							1914	20	10,45	1095	9	8,22
15-19										1086	11	10,13
20-24												
25-29												

	1975-1979			1970-1974		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (x1000)
0-4	634	94	148,26	178	30	168,54
5-9	540	9	16,67	148	3	20,27
10-14	531	7	13,18	145	2	13,79
15-19	524	3	5,73	143	2	13,99
20-24	521	10	19,19	141	2	14,18
25-29				139	0	0,00

Source : EDS 2004.

b Gabon

Tableau n°16.M : Gabon. Quotients de mortalité selon les décès des enfants.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1991-1995			1986-1990			1981-1985			1976-1980		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	1750	190	108,57	1688	133	78,79	1211	130	107,35	771	105	136,19
5-9				1555	12	7,72	1081	16	14,80	666	13	19,52
10-14							1065	10	9,39	653	4	6,13
15-19										649	7	10,79
20-24												
25-29												

	1971-1975			1966-1970		
	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	357	60	168,07	129	26	201,55
5-9	297	3	10,10	103	0	0,00
10-14	294	1	3,40	103	1	9,71
15-19	293	0	0,00	102	2	19,61
20-24	293	2	6,83	100	1	10,00
25-29				99	0	0,00

Suite tableau n° 16.M

	Sexe féminin											
	1991-1995			1986-1990			1981-1985			1976-1980		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	1936	151	78,00	1628	140	86,00	1194	105	87,94	733	76	103,68
5-9				1488	6	4,03	1089	7	6,43	657	8	12,18
10-14							1082	9	8,32	649	9	13,87
15-19										640	4	6,25
20-24												
25-29												

	1971-1975			1966-1970		
	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	358	43	120,11	99	15	151,52
5-9	315	1	3,17	84	1	11,90
10-14	314	2	6,37	83	1	12,05
15-19	312	3	9,62	82	1	12,20
20-24	309	6	19,42	81	2	24,69
25-29				79	1	12,66

Source :
EDS 2000.

c Tchad

Tableau n°17.M : Tchad. Quotients de mortalité dans les générations calculés par les décès des enfants.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1988-1992			1983-1987			1978-1982			1973-1977		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)
0-4	3483	741	212,75	2582	567	219,60	1847	454	245,80	1119	276	246,65
5-9				2015	52	25,81	1393	56	40,20	843	44	52,19
10-14							1337	19	14,21	799	14	17,52
15-19										785	12	15,29
20-24												
25-29												

	1968-1972			1963-1967		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)
0-4	616	160	259,74	198	67	338,38
5-9	456	27	59,21	131	7	53,44
10-14	429	8	18,65	124	5	40,32
15-19	421	12	28,50	119	1	8,40
20-24	409	4	9,78	118	2	16,95
25-29				116	4	34,48

Suite tableau n° 17.M

	Sexe féminin											
	1988-1992			1983-1987			1978-1982			1973-1977		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)
0-4	3553	698	196,45	2496	448	179,49	1818	409	224,97	1034	222	214,70
5-9				2048	55	26,86	1409	45	31,94	812	42	51,72
10-14							1364	15	11,00	770	15	19,48
15-19										755	14	18,54
20-24												
25-29												

	1968-1972			1963-1967		
	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)	Effectif	Décès D(x, x+5)	Quotients 5qx (x1000)
0-4	568	123	216,55	174	44	252,87
5-9	445	17	38,20	130	4	30,77
10-14	428	4	9,35	126	1	7,94
15-19	424	11	25,94	125	3	24,00
20-24	413	3	7,26	122	2	16,39
25-29				120	1	8,33

Source :
EDS 1996-1997.

Tableau n° 18.M : Tchad. Quotients de mortalité dans les générations calculés par les décès des enfants.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	3035	640	210,87	2267	473	208,65	1595	340	213,17	1094	246	224,86
5-9				1794	58	32,33	1255	40	31,87	848	21	24,76
10-14							1215	15	12,35	827	18	21,77
15-19										809	10	12,36
20-24												
25-29												

	1975-1979			1970-1974		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	494	137	277,33	169	53	313,61
5-9	357	19	53,22	116	6	51,72
10-14	338	8	23,67	110	2	18,18
15-19	330	1	3,03	108	4	37,04
20-24	329	3	9,12	104	0	0,00
25-29				104	2	19,23

Suite du tableau n° 18.M

	Sexe féminin											
	1995-1999			1990-1994			1985-1989			1980-1984		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	2967	662	223,12	2084	364	174,66	1454	275	189,13	913	188	205,91
5-9				1720	46	26,74	1179	26	22,05	725	24	33,10
10-14							1153	12	10,41	701	12	17,12
15-19										689	22	31,93
20-24												
25-29												

	1975-1979			1970-1974		
	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)	Effectif	Décès D(x,x+5)	Quotient 5qx (pour 1000)
0-4	505	118	233,66	136	30	220,59
5-9	387	12	31,01	106	1	9,43
10-14	375	12	32,00	105	0	0,00
15-19	363	8	22,04	105	1	9,52
20-24	355	6	16,90	104	1	9,62
25-29				103	4	38,83

Source :
EDS 2004

A II-3 Transformation des taux, obtenus par les recensements et les enquêtes classiques, en quotients ; évolution du PIB par habitant

Tableau n°19.M : Cameroun. Table de mortalité. 1987.

Groupe d'âges (a. a. r)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)
0-4	10000	1323	132,28	10000	1132	113,21	10000	1229	122,95
5-9	8677	182	20,93	8868	154	17,35	8771	168	19,16
10-14	8496	114	13,46	8714	101	11,63	8602	109	12,62
15-19	8381	145	17,30	8613	134	15,58	8494	139	16,41
20-24	8236	184	22,35	8479	145	17,05	8354	163	19,46
25-29	8052	193	23,96	8334	170	20,44	8192	181	22,05
30-34	7859	233	29,70	8164	206	25,28	8011	219	27,32
35-39	7626	262	34,40	7957	240	30,19	7792	251	32,22
40-44	7364	369	50,06	7717	323	41,86	7541	345	45,73
45-49	6995	430	61,50	7394	340	46,02	7196	385	53,53
50-54	6565	564	85,99	7054	456	64,59	6811	511	75,03
55-59	6000	502	83,74	6598	422	63,89	6300	467	74,05
60-64	5498	850	154,60	6177	763	123,52	5834	809	138,71
65-69	4648	1422	305,91	5414	1441	266,11	5024	1436	285,76
70-74	3226	3226	1000,00	3973	3973	1000,00	3589	3589	1000,00

Source :
Voir tableau n°1.M.

Tableau n°20.M : Congo. Table de mortalité selon le groupe d'âges et le sexe. 1974.

Groupe d'âges (a. a. r)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)
0-4	10000	798	79,83	10000	703	70,34	10000	774	77,43
5-9	9202	117	12,67	9297	87	9,41	9226	102	11,04
10-14	9085	79	8,66	9209	63	6,83	9124	71	7,77
15-19	9006	85	9,41	9146	62	6,78	9053	73	8,02
20-24	8922	138	15,48	9084	79	8,71	8980	106	11,78
25-29	8784	117	13,36	9005	90	9,95	8875	102	11,53
30-34	8666	138	15,87	8916	118	13,26	8772	127	14,49
35-39	8529	120	14,10	8797	129	14,64	8645	124	14,40
40-44	8408	229	27,22	8669	122	14,10	8521	171	20,05
45-49	8180	196	23,96	8546	150	17,54	8350	170	20,39
50-54	7984	334	41,81	8396	188	22,45	8180	253	30,91
55-59	7650	232	30,33	8208	224	27,27	7927	227	28,68
60-64	7418	498	67,17	7984	479	59,99	7699	488	63,42
65-69	6920	502	72,52	7505	458	61,08	7211	479	66,42
70-74	6418	1164	181,45	7047	943	133,81	6732	1043	154,98
75-79	5253	1114	211,97	6104	1588	260,11	5689	1351	237,46
80-84	4140	1867	451,11	4516	2039	451,47	4338	1958	451,32
85-89	2272	2272	1000,00	2477	2477	1000,00	2380	2380	1000,00

Source :
Voir tableau n°2.M.

Tableau n°21.M : Congo. Table de mortalité. 1984

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)
0-4	10000	172	17,15	10000	191	19,07	10000	181	18,13
5-9	9829	38	3,89	9809	28	2,85	9819	33	3,39
10-14	9790	19	1,95	9781	16	1,60	9785	17	1,75
15-19	9771	15	1,55	9766	17	1,70	9768	16	1,65
20-24	9756	20	2,10	9749	16	1,60	9752	18	1,85
25-29	9736	20	2,10	9734	22	2,25	9734	21	2,20
30-34	9715	29	3,00	9712	21	2,15	9713	25	2,55
35-39	9686	39	4,04	9691	39	3,99	9688	36	3,69
40-44	9647	51	5,24	9652	29	3,00	9652	39	4,04
45-49	9596	64	6,63	9623	63	6,53	9613	57	5,88
50-54	9533	127	13,36	9560	69	7,22	9557	86	8,96
55-59	9405	117	12,47	9491	39	4,14	9471	63	6,68
60-64	9288	129	13,85	9452	129	13,66	9408	165	17,54
65-69	9159	355	38,73	9323	253	27,13	9243	299	32,37
70-74	8805	8805	1000,00	9070	9070	1000,00	8944	8944	1000,00

Source :
Voir tableau n°3.M.

Tableau n°22.M : Gabon. Table de mortalité. 1960-1961.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_nq_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_nq_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_nq_x$ (en ‰)
0	10000	1820	182,03	10000	1239	123,86	10000	1536	153,58
1-4	8180	851	104,09	8761	701	80,02	8464	777	91,86
5-9	7328	549	74,93	8060	402	49,87	7687	483	62,81
10-19	6779	991	146,17	7658	1168	152,51	7204	1075	149,26
20-29	5788	1087	187,83	6490	595	91,69	6129	824	134,50
30-39	4701	936	199,09	5895	572	96,96	5304	740	139,45
40-49	3765	914	242,84	5324	791	148,66	4565	886	194,05
50-59	2851	1254	439,82	4532	1205	265,92	3679	1293	351,40
60-69	1597	1195	748,12	3327	1201	360,99	2386	1320	553,19
70-79	402	386	959,99	2126	1189	559,23	1066	796	746,28
80-89	16	16	1000,00	937	937	1000,00	271	271	1000,00

Source :
Voir tableau n°4.M.

Tableau n°23.M : RCA. Table de mortalité. 1959-1960.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)
0-4	10000	2721	272,10	10000	2458	245,80	10000	2590	259,00
5-9	7279	311	42,77	7542	285	37,82	7410	299	40,32
10-14	6967	285	40,94	7257	356	49,11	7111	316	44,49
15-19	6682	396	59,24	6901	505	73,17	6795	451	66,42
20-24	6286	279	44,34	6396	514	80,34	6343	426	67,17
25-29	6007	321	53,39	5882	343	58,35	5917	334	56,41
30-34	5687	322	56,55	5539	338	60,98	5583	331	59,19
35-39	5365	389	72,43	5201	433	83,33	5253	412	78,36
40-44	4976	591	118,80	4768	329	69,03	4841	454	93,79
45-49	4385	643	146,52	4438	353	79,55	4387	508	115,79
50-54	3743	825	220,32	4085	290	71,03	3879	627	161,72
55-59	2918	545	186,89	3795	557	146,69	3252	550	169,17
60-64	2373	718	302,57	3238	504	155,66	2702	644	238,31
65-69	1655	539	325,87	2734	304	111,11	2058	484	235,01
70-74	1116	460	412,38	2430	339	139,53	1574	496	315,08
75-79	656	656	1000,00	2091	2091	1000,00	1078	1078	1000,00

Source :
Voir tableau n°5.M.

Tableau n°24.M : RCA. Table de mortalité. 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin			Total		
	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)	Survivants Sx (So=10000)	Décès D(x,x+4)	Quotients ${}_5q_x$ (en ‰)
0-4	10000	1300	130,00	10000	1094	109,40	10000	1197	119,70
5-9	8700	155	17,84	8906	130	14,64	8802	167	18,92
10-14	8545	117	13,71	8776	109	12,47	8636	113	13,11
15-19	8428	133	15,82	8666	156	17,99	8522	144	16,96
20-24	8294	161	19,46	8511	191	22,40	8378	176	20,98
25-29	8133	216	26,59	8320	224	26,88	8202	219	26,74
30-34	7917	245	30,96	8096	258	31,84	7983	251	31,40
35-39	7672	369	48,11	7839	298	38,06	7732	301	38,93
40-44	7302	404	55,37	7540	360	47,69	7431	357	48,02
45-49	6898	608	88,09	7181	389	54,19	7074	456	64,50
50-54	6290	684	108,79	6792	413	60,84	6618	500	75,49
55-59	5606	627	111,78	6378	412	64,64	6119	477	77,94
60-64	4979	661	132,76	5966	665	111,47	5642	687	121,85
65-69	4318	641	148,53	5301	646	121,85	4954	670	135,24
70-74	3677	895	243,30	4655	978	210,09	4284	975	227,50
75-79	2782	734	263,89	3677	808	219,61	3310	805	243,38
80-84	2048	623	304,11	2870	698	243,07	2504	688	274,56
85-89	1425	539	378,01	2172	726	334,10	1817	649	357,53
90-94	886	446	502,80	1446	709	490,48	1167	580	496,86
95-99	441	263	597,30	737	411	557,78	587	341	581,01
100-104	177	177	1000,00	326	326	1000,00	246	246	1000,00

Source :
Voir tableau n°6.M.

Tableau n°25.M : Tchad. Table de mortalité, Sexes réunis. 1964.

Age ou groupe d'âges	Survivants Sx (So=10000)	Décès d(x,x+n)	Quotients ${}_nq_x$ (en /oo)
0	10000	1689	168,88
1-4	8311	903	108,69
5-9	7408	382	51,51
10-19	7026	1024	145,68
20-29	6003	963	160,47
30-39	5039	970	192,42
40-49	4070	1108	272,14
50-59	2962	1323	446,65
60-69	1639	1037	632,54
70-79	602	552	916,25
80-89	50	50	1000,00

Source :
Voir tableau n°7.M

Tableau n°26.M : Evolution du PIB par habitant (en dollar USA).

Année	Pays				
	Cameroun	Congo	Gabon	RCA	Tchad
1993	616,5	1080,3	5326,6	420,5	237,8
1994	601,8	696,5	3993,1	273	188,6
1995	673,4	808,8	4971	349,1	227
1996	674,9	946,2	5073,8	307,7	244,3
1997	638	843,1	4590,8	279,3	231,6
1998	668,4	698,7	3737,5	294,8	253,7
1999	645,2	812,9	3764,8	290,9	218,2
2000	616,8	1085,2	3962	260,1	193,1
2001	622,3	915,5	3554	259,4	232,2
2002	685,5	965,1	3541,8	268,2	263,9
2003	843	1087,6	4195,5	300,1	353,2
2004	942,1	1320,1	4848,9	327	559,5
2005	968,2	1751,6	5631,5	347,6	723,4
2006	1019,5	2182,6	6444	356	829,1

Sources :
Administrations économiques et financières, FMI et BEAC.

A II-4 L'estimation de la mortalité infantile et juvénile par le nombre d'enfants survivants parmi les enfants nés vivants des femmes

1 Coefficients de régression

Tableau n°27.M : Coefficients de régression servant à estimer les facteurs de correction K(i) quand les données sont classées par âge de la mère. Modèle Ouest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères	i	Quotient de mortalité correspondant (ou 1q0)	A(i)	B(i)	C(i)
15-19	1	1q0	1,1415	-2,7070	0,7663
20-24	2	2q0	1,2563	-0,5381	-0,2637
25-29	3	3q0	1,1851	0,0633	-0,4177
30-34	4	5q0	1,1720	0,2341	-0,4272
35-39	5	10q0	1,1865	0,3080	-0,4452
40-44	6	15q0	1,1746	0,3314	-0,4537
45-49	7	20q0	1,1639	0,3190	-0,4435

Source :

Gendreau F., 1984, Manuel de Yaoundé.

Tableau n°28.M : Coefficients de régression servant à estimer T(i), l'intervalle de temps (en années) entre l'enquête ou le recensement et la période pour laquelle les estimations de nqx sont valides, selon l'âge de la mère. Modèle Ouest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères	i	Quotient de mortalité correspondant (ou nq0)	A(i)	B(i)	C(i)
15-19	1	1q0	1,0970	5,5628	-1,9956
20-24	2	2q0	1,3062	5,5677	0,2962
25-29	3	3q0	1,5305	2,5528	4,8962
30-34	4	5q0	1,9991	-2,4261	10,4282
35-39	5	10q0	2,7632	-8,4065	16,1787
40-44	6	15q0	4,3468	-13,2436	20,1990
45-49	7	20q0	7,5242	-14,2013	20,0162

Source :

Gendreau F., 1984, Manuel de Yaoundé.

2 Estimations selon le pays

a Congo

Tableau n°29.M : Congo. Proportions (pour 1000) d'enfants survivants selon leur sexe et le groupe d'âges de la mère. 1960-1961 et 1974.

Groupe d'âges des mères	1960-1961									Rapports de masculinité (en %) $[(2)/(3)]*100$
	Enfants nés vivants			Enfants survivants			Proportions (en ‰)			
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM $[(5)/(2)]*1000$	SF $[(6)/(3)]*1000$	T $[(7)/(4)]*1000$	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
15-19	3300	3400	6700	2500	2800	5300	758	824	791	97
20-24	17700	16700	34400	13600	12800	26400	768	766	767	106
25-29	25800	25800	51600	18400	19300	37700	713	748	731	100
30-34	46800	46400	93200	32400	33100	65500	692	713	703	101
35-39	42100	42300	84400	28400	29400	57800	675	695	685	100
40-44	61900	61800	123700	39800	40400	80200	643	654	648	100
45-49	36500	36100	72600	22300	22400	44700	611	620	616	101
50-54	39000	38900	77900	22900	22800	45700	587	586	587	100
55-59	18500	19300	37800	10000	11000	21000	541	570	556	96
60-69	24700	23300	48000	12000	12000	24000	486	515	500	106
70 ans et plus	6000	5500	11500	2600	2600	5200	433	473	452	109
Total	322300	319500	641800	204900	208600	413500	636	653	644	101
	1974									
15-19			23290			20565			883	
20-24			83550			73694			882	
25-29			136018			117583			864	
30-34			146332			123779			846	
35-39			178464			141199			791	
40-44			162631			128851			792	
45-49			141267			106725			755	
50-54										
55-59										
60-69										
70 ans et plus										
Total			871552			712396			817	

SM = Sexe masculin, SF = Sexe féminin, T = Total

Source : Enquête démographique par sondage sur 75 % de la population (non compris Brazzaville et Pointe-Noire 1960-1961). RGPH 1974.

Tableau n°30.M : Congo. Descendances moyennes P(i) par sexe de l'enfant et âge de la mère. 1960-1961 et 1974.

Groupe d'âges	1960-1961							
	i	Effectif des femmes	Naissances masculines	Naissances féminines	Naissances totales	Descendance sexe masculin	Descendance sexe féminin	Descendance totale
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
15-19	1	15400	3300	3400	6700	0,21	0,22	0,44
20-24	2	22300	17700	16700	34400	0,79	0,75	1,54
25-29	3	20100	25800	25800	51600	1,28	1,28	2,57
30-34	4	28300	46800	46400	93200	1,65	1,64	3,29
35-39	5	22000	42100	42300	84400	1,91	1,92	3,84
40-44	6	30000	61900	61800	123700	2,06	2,06	4,12
45-49	7	16800	36500	36100	72600	2,17	2,15	4,32
Total		154900	234100	232500	466600			
	1974							
15-19	1	63055	11741	11549	23290	0,19	0,18	0,37
20-24	2	50352	41998	41552	83550	0,83	0,83	1,66
25-29	3	43421	68256	67762	136018	1,57	1,56	3,13
30-34	4	35915	72971	73361	146332	2,03	2,04	4,07
35-39	5	38972	89514	88950	178464	2,30	2,28	4,58
40-44	6	34548	80949	81682	162631	2,34	2,36	4,71
45-49	7	31644	70712	70555	141267	2,23	2,23	4,46
Total		297907	436141	435411	1169459			
<u>Source :</u>								
Enquête démographique par sondage, 1960-1961. RGPH 1974.								

Tableau n°31.M : Congo. Proportions d'enfants décédés D(i) et rapports de parités P1/P2 et P2/P3 par sexe et âge de la mère. 1960-1961 et 1974.

Groupe d'âges	1960-1961						
	i	D(i) (en pour 1000)			P(i)		
		SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
15-19	1	242	176	209	0,21	0,22	0,44
20-24	2	232	234	233	0,79	0,75	1,54
25-29	3	287	252	269	1,28	1,28	2,56
30-34	4	308	287	297	1,65	1,64	3,29
35-39	5	325	305	314	1,91	1,92	3,84
40-44	6	357	346	351	2,06	2,06	4,12
45-49	7	389	380	383	2,17	380	4,32
P1/P2					0,266	0,293	0,286
P2/P3					0,617	0,586	0,602
	1974						
15-19	1			117	0,19	0,18	0,37
20-24	2			118	0,83	0,83	1,66
25-29	3			136	1,57	1,56	3,13
30-34	4			154	2,03	2,04	4,07
35-39	5			209	2,30	2,28	4,58
40-44	6			208	2,34	2,36	4,71
45-49	7			245	2,23	2,23	4,46
P1/P2					0,223	0,222	0,223
P2/P3					0,531	0,529	0,530
<u>Source :</u>							
Congo, Enquête démographique par sondage, 1960-1961 (voir tableau n°29.M). RGPH 1974							

Tableau n°32.M : Congo. Facteurs de correction K(i) et coefficients A(i), B(i) et C(i) de Trussell selon le groupe d'âge de la mère dans l'hypothèse d'une mortalité Ouest de Coale et Demeny. 1960-1961, 1974.

Groupe d'âges des mères	1960-1961												
	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2)			C(i)*(P2/P3)			K(i)		
		A(i)	B(i)	C(i)	SM	SF	T	SM	SF	T	SM ^a	SF ^b	T ^c
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
15-19	1	1,1415	-2,7070	0,7663	-0,7525	-0,7932	-0,7742	0,4728071	0,4490518	0,4613126	0,8618	0,7974	0,8286
20-24	2	1,2563	-0,5381	-0,2637	-0,1496	-0,1577	-0,1539	-0,1627029	-0,1545282	-0,1587474	0,9440	0,9441	0,9437
25-29	3	1,1851	0,0633	-0,4177	0,0176	0,0185	0,0181	-0,2577209	-0,2447722	-0,2514554	0,9450	0,9589	0,9517
30-34	4	1,1720	0,2341	-0,4272	0,06508	0,0686	0,0670	-0,2635824	-0,2503392	-0,2571744	0,9735	0,9903	0,9818
35-39	5	1,1865	0,3080	-0,4452	0,08562	0,0902	0,0881	-0,2746884	-0,2608872	-0,2680104	0,9974	1,0159	1,0066
40-44	6	1,1746	0,3314	-0,4537	0,09213	0,0971	0,0948	-0,2799329	-0,2658682	-0,2731274	0,9868	1,0058	0,9963
45-49	7	1,1639	0,3190	-0,4435	0,08868	0,0935	0,0912	-0,2736395	-0,259891	-0,266987	0,9789	0,9975	0,9881
		1974											
15-19	1						-0,6037			0,406139			0,9440
20-24	2						-0,1200			-0,139761			0,9965
25-29	3						0,0141			-0,221381			0,9778
30-34	4						0,0522			-0,226416			0,9978
35-39	5						0,0687			-0,235956			1,0192
40-44	6						0,0739			-0,240461			1,0080
45-49	7						0,0711			-0,235055			1,0000

$a=(3)+(6)+(9)$; $b=(3)+(7)+(10)$; $c=(3)+(8)+(11)$.

Sources :

Gendreau F., 1985, Manuel de Yaoundé et tableau n° 27.M.

Tableau n°33.M : Congo. Valeurs estimées de nq0 et l(n) selon le groupe d'âge de la mère et le sexe de l'enfant en 1960-1961 et 1974.

Groupe d'âges	1960-1961								
	i	n	Quotients de mortalité (nq0) (pour 1000)			Probabilité de survie l(n) (pour 1000)			
			SM = K(i)*D(i)	SF = K(i)*D(i)	T = K(i)*D(i)	SM	SF	T	
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
15-19	1	1	209	140	175	791	860	825	
20-24	2	2	219	221	220	781	779	780	
25-29	3	3	271	242	256	729	758	744	
30-34	4	5	300	285	291	700	715	709	
35-39	5	10	324	310	316	676	690	684	
40-44	6	15	352	348	349	648	652	651	
45-49	7	20	381	380	378	619	620	622	
			1974						
15-19	1	1			110			890	
20-24	2	2			118			882	
25-29	3	3			133			867	
30-34	4	5			154			846	
35-39	5	10			213			787	
40-44	6	15			210			790	
45-49	7	20			245			755	

N. B. : Les D(i) et K(i) sont tirés respectivement des tableaux 31.M et 32.M.

Source :

Gendreau F., 1985, Manuel de Yaoundé.

Tableau n°34.M : Congo. Valeurs de T(i) et des coefficients A(i), B(i) et C(i) de Trussell dans l'hypothèse d'une mortalité de type Ouest de Coale et Demeny en 1960-1961 et 1974.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	1960-1961												
	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2) ^a			C(i)*(P2/P3) ^b			T(i)		
		A(i)	B(i)	C(i)	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
15-19	1	1,0970	5,5628	-1,9956	1,54646	1,62990	1,5910	-1,23129	-1,16942	-1,201	1,4122	1,5575	1,4866
20-24	2	1,3062	5,5677	0,2962	1,54782	1,63134	1,5924	0,18276	0,17357	0,178	3,0368	3,1111	3,0769
25-29	3	1,5305	2,5528	4,8962	0,70968	0,74797	0,7301	3,02096	2,86917	2,948	5,2611	5,1476	5,2081
30-34	4	1,9991	-2,4261	10,4282	-0,6745	-0,71085	-0,6939	6,43420	6,11093	6,278	7,7588	7,3992	7,5830
35-39	5	2,7632	-8,4065	16,1787	-2,337	-2,46310	-2,4043	9,98226	9,48072	9,740	10,4085	9,7808	10,0985
40-44	6	4,3468	-13,2436	20,1990	-3,6817	-3,88037	-3,7877	12,46278	11,83661	12,160	13,1279	12,3030	12,7189
45-49	7	7,5242	-14,2013	20,0162	-3,948	-4,16098	-4,0616	12,35000	11,72949	12,050	15,9262	15,0927	15,5124
1974													
15-19	1						1,2405			-1,058			1,2798
20-24	2						1,2416			0,157			2,7048
25-29	3						0,5693			2,595			4,6948
30-34	4						-0,5410			5,527			6,9850
35-39	5						-1,8746			8,575			9,4633
40-44	6						-2,9533			10,705			12,0989
45-49	7						-3,1669			10,609			14,9659
Pour P1/P2 et P2/P3, voir tableau n° 31.M													
<u>Source :</u>													
Gendreau F., 1985, Manuel de Yaoundé.													

2 Données sur la RCA (1959-1960, 1975 et 1988)

Tableau n°35.M : RCA. Proportions (pour 1000) d'enfants survivants selon leur sexe et le groupe d'âge de la mère. 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	1959-1960									
	Enfants nés vivants			Enfants survivants			Proportions (en ‰)			Rapports de masculinité (en %) (2)/(3)
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM [(5)/(2)]*1000	SF [(6)/(3)]*1000	T [(7)/(4)]*1000	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	
15-19	3360	3700	7060	2820	3120	5940	839	843	841	91
20-24	30190	29240	59430	21970	21650	43620	728	740	734	103
25-29	76820	74090	150910	53240	52290	105530	693	706	699	104
30-34	87330	85380	172710	57080	57550	114630	654	674	664	102
35-39	98530	99160	197690	61060	63410	124470	620	639	630	99
40-44	63250	62720	125970	35580	36090	71670	563	575	569	101
45-49	58170	56870	115040	32180	31820	64000	553	560	556	102
Total	417650	411160	828810	263930	265930	529860	632	647	639	102
1975										
15-19			2970			1905			641	
20-24			50529			39896			790	
25-29			110203			87762			796	
30-34			199367			152283			764	
35-39			189205			140567			743	
40-44			275600			189790			689	
45-49			197642			129335			654	
Total			1025516			741538			723	
1988										
15-19	32885	31108	63993	26600	26167	52767	809	841	825	106
20-24	99315	96256	195571	81875	81394	163269	824	846	835	103
25-29	146873	143525	290398	120715	120368	241083	822	839	830	102
30-34	152998	149871	302869	124332	123387	247719	813	823	818	102
35-39	140025	137841	277866	110898	110039	220937	792	798	795	102
40-44	120691	118904	239595	91888	90944	182832	761	765	763	102
45-49	108530	108057	216587	79398	79375	158773	732	735	733	100
Total	801317	785562	1586879	635706	631674	1267380	793	804	799	102

SM = Sexe masculin, SF = Sexe féminin, T = Total

Source :

Enquête démographique par sondage sur 75 % de la population (non compris Bangui) 1959-1960. RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°36.M : RCA. Rapports P1/P2 et P2/P3 selon le sexe. 1959-1960, 1975 et 1988.

Parités et rapports	1959-1960			1975			1988		
	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
<u>Parités</u>									
P1	0,11	0,12	0,23			0,67	0,25	0,24	0,51
P2	0,70	0,68	1,38			1,93	0,85	0,83	1,71
P3	1,21	1,18	2,39			3,03	1,42	1,38	2,84
<u>Rapports</u>									
P1/P2	0,157	0,176	0,167			0,347	0,294	0,289	0,300
P2/P3	0,580	0,576	0,577			0,637	0,599	0,600	0,602

Sources :

Enquête par sondage 1959-1960, RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°37.M : RCA. Facteurs de correction K(i) et coefficients A(i), B(i) et C(i) de Trussell dans l'hypothèse d'une mortalité de type Ouest de Coale et Demeny. 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges	1959-1960												
	i	Coefficients			B(i) x (P1/P2)			C(i) x (P2/P3)			K(i)		
		A(i)	B(i)	C(i)	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
15-19	1	1,1415	-2,7070	0,7633	-0,425	-0,476	-0,452	0,443	0,440	0,440	1,159	1,105	1,130
20-24	2	1,2563	-0,5381	-0,2637	-0,084	-0,095	-0,090	-0,153	-0,152	-0,152	1,019	1,010	1,014
25-29	3	1,1851	0,0633	-0,4177	0,010	0,011	0,011	-0,242	-0,241	-0,241	0,953	0,956	0,955
30-34	4	1,1720	0,2341	-0,4272	0,037	0,041	0,039	-0,248	-0,246	-0,246	0,961	0,967	0,965
35-39	5	1,1865	0,3080	-0,4452	0,048	0,054	0,051	-0,258	-0,256	-0,257	0,977	0,984	0,981
40-44	6	1,1746	0,3314	-0,4537	0,052	0,058	0,055	-0,263	-0,261	-0,262	0,963	0,972	0,968
45-49	7	1,1639	0,3190	-0,4435	0,050	0,056	0,053	-0,25723	-0,255	-0,256	0,957	0,965	0,961
1975													
15-19	1						-0,939			0,486			0,688
20-24	2						-0,187			-0,168			0,902
25-29	3						0,022			-0,266			0,941
30-34	4						0,081			-0,272			0,981
35-39	5						0,107			-0,284			1,010
40-44	6						0,115			-0,289			1,001
45-49	7						0,111			-0,283			0,992
1988													
15-19	1				-0,796	-0,782	-0,812	0,457	0,458	0,460	0,803	0,817	0,789
20-24	2				-0,158	-0,156	-0,161	-0,158	-0,158	-0,159	0,940	0,943	0,936
25-29	3				0,019	0,018	0,019	-0,250	-0,251	-0,251	0,954	0,953	0,953
30-34	4				0,069	0,068	0,070	-0,256	-0,256	-0,257	0,985	0,983	0,985
35-39	5				0,091	0,089	0,092	-0,267	-0,267	-0,268	1,010	1,008	1,011
40-44	6				0,097	0,096	0,099	-0,272	-0,272	-0,273	1,000	0,998	1,001
45-49	7				0,094	0,092	0,096	-0,266	-0,266	-0,267	0,992	0,990	0,993
<u>Source :</u>													
Enquête par sondage 1959-1960, RGPH 1975 et 1988.													

Tableau n°38.M : RCA. Valeurs de T(i) et des coefficients A(i), B(i) et C(i) de Trussell dans l'hypothèse d'une mortalité de type Ouest de Coale et Demeny. 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges	1959-1960												
	i	Coefficients			B(i) * (P1/P2)			C(i) * (P2/P3)			T(i)		
		A(i)	B(i)	C(i)	SM	SF	T	SM	SF	T	SM	SF	T
15-19	1	1,0970	5,5628	-1,9956	0,873	0,979	0,929	-1,157	-1,149	-1,151	0,813	0,927	0,875
20-24	2	1,3062	5,5677	0,2962	0,874	0,980	0,930	0,172	0,171	0,171	2,352	2,457	2,407
25-29	3	1,5305	2,5528	4,8962	0,401	0,449	0,426	2,840	2,820	2,825	4,771	4,800	4,782
30-34	4	1,9991	-2,4261	10,4282	-0,381	-0,427	-0,405	6,048	6,007	6,017	7,667	7,579	7,611
35-39	5	2,7632	-8,4065	16,1787	-1,320	-1,480	-1,404	9,384	9,319	9,335	10,827	10,603	10,694
40-44	6	4,3468	-13,2436	20,1990	-2,079	-2,331	-2,212	11,715	11,635	11,655	13,983	13,651	13,790
45-49	7	7,5242	-14,2013	20,0162	-2,230	-2,499	-2,372	11,609	11,529	11,549	16,904	16,554	16,702
1975													
15-19	1						1,930			-1,271			1,756
20-24	2						1,932			0,189			3,427
25-29	3						0,886			3,119			5,535
30-34	4						-0,842			6,643			7,800
35-39	5						-2,917			10,306			10,152
40-44	6						-4,596			12,867			12,618
45-49	7						-4,928			12,750			15,347
1988													
15-19	1				1,635	1,608	1,669	-1,195	-1,197	-1,201	1,537	1,507	1,564
20-24	2				1,637	1,609	1,670	0,177	0,178	0,178	3,121	3,093	3,155
25-29	3				0,751	0,738	0,766	2,933	2,938	2,948	5,214	5,206	5,244
30-34	4				-0,713	-0,701	-0,728	6,246	6,257	6,278	7,532	7,555	7,549
35-39	5				-2,472	-2,429	-2,522	9,691	9,707	9,740	9,983	10,041	9,981
40-44	6				-3,894	-3,827	-3,973	12,099	12,119	12,160	12,552	12,639	12,534
45-49	7				-4,175	-4,104	-4,260	11,990	12,010	12,050	15,339	15,430	15,314

Source :
Enquête par sondage 1959-1960, RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°39.M : RCA. Valeurs estimées de nq0 (pour 1000) selon le groupe d'âges de la mère et le sexe de l'enfant. 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	n	1959-1960				1975				1988			
		nq0			Période à laquelle se rapporte le quotient sexes réunis	nq0			Période à laquelle se rapporte le quotient sexes réunis	nq0			Période à laquelle se rapporte le quotient sexes réunis
		SM	SF	T		SM	SF	T		SM	SF	T	
15-19	1	187	174	180	0,87			247	1,76	153	130	138	1,56
20-24	2	277	263	270	2,41			189	3,43	165	145	154	3,15
25-29	3	293	281	287	4,78			192	5,54	170	153	162	5,24
30-34	5	333	315	324	7,61			232	7,80	184	174	179	7,55
35-39	10	371	355	363	10,69			260	10,15	210	204	207	9,98
40-44	15	421	413	417	13,79			311	12,62	239	235	237	12,53
45-49	20	428	425	426	16,70			343	15,35	266	262	265	15,31

Source :
Voir tableaux n°35.M, 37.M et 38.M.

3 Données sur le Gabon (1960-1961 et 1993)

Tableau n°40.M : Gabon. Proportions (pour 1000) d'enfants survivants et le groupe d'âge de la mère selon l'année de collecte.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	(i)	Enfants nés vivants		Enfants survivants		Proportions D(i) (pour 1000)	
		1960-1961	1993	1960-1961	1993	1960-1961	1993
15-19	1	5616	16055	4545	14909	809	929
20-24	2	20481	57774	16009	53715	782	930
25-29	3	35835	86383	26251	80003	733	926
30-34	4	44936	100862	30723	92766	684	920
35-39	5	61494	89467	40725	80532	662	900
40-44	6	49317	73839	29983	64804	608	878
45-49	7	47138	69050	27846	58615	591	849

Sources :

Enquête et recensement 1960-1961.
RGPH 1993.

Tableau n°41.M : Gabon. Parités P1, P2 et P3, et rapports P1/P2, P2/P3 selon l'année de collecte.

Parités et rapports	1960-1961	1993
Parités		
P1 (15-19 ans)	0,46	0,35
P2 (20-24 ans)	1,19	1,42
P3 (25-29 ans)	1,76	2,53
Rapports		
P1/P2	0,387	0,246
P2/P3	0,676	0,561

Sources :

Enquête et recensement par sondage 1960-1961 et RGPH 1993.

Tableau n°42.M : Gabon. Coefficients A(i), B(i) et C(i), facteurs correcteurs K(i) de Trussell, selon l'âge de la mère, dans l'hypothèse de mortalité du modèle Ouest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2)		C(i)*(P2/P3)	
		A(i)	B(i)	C(i)	1960-1961	1993	1960-1961	1993
15-19	1	1,1415	-2,7070	0,7633	-1,04761	-0,66592	0,5159908	0,4282113
20-24	2	1,2563	-0,5381	-0,2637	-0,20824	-0,13237	-0,1782612	-0,1479357
25-29	3	1,1851	0,0633	-0,4177	0,02450	0,01557	-0,2823652	-0,2343297
30-34	4	1,1720	0,2341	-0,4272	0,09060	0,05759	-0,2887872	-0,2396592
35-39	5	1,1865	0,3080	-0,4452	0,11920	0,07577	-0,3009552	-0,2497572
40-44	6	1,1746	0,3314	-0,4537	0,12825	0,08152	-0,3067012	-0,2545257
45-49	7	1,1639	0,3190	-0,4435	0,12345	0,07847	-0,299806	-0,2488035
					K(i)			
15-19	1				0,60988	0,90379		
20-24	2				0,86979	0,97599		
25-29	3				0,92723	0,96634		
30-34	4				0,97381	0,98993		
35-39	5				1,00474	1,01251		
40-44	6				0,99615	1,00160		
45-49	7				0,98755	0,99357		

Source :

Gendreau F., Manuel de Yaoundé et tableaux n° 27.M et 41.M.

Tableau n°43.M : Gabon. Coefficients A(i), B(i) et C(i) , valeurs T(i) de Trussell, selon l'âge de la mère, dans l'hypothèse de mortalité du modèle Oest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2)		C(i)*(P2/P3)	
		A(i)	B(i)	C(i)	1960-1961	1993	1960-1961	1993
15-19	1	1,0970	5,5628	-1,9956	2,15280	1,36845	-1,3490256	-1,1195316
20-24	2	1,3062	5,5677	0,2962	2,15470	1,36965	0,2002312	0,1661682
25-29	3	1,5305	2,5528	4,8962	0,98793	0,62799	3,3098312	2,7467682
30-34	4	1,9991	-2,4261	10,4282	-0,93890	-0,59682	7,0494632	5,8502202
35-39	5	2,7632	-8,4065	16,1787	-3,25332	-2,06800	10,9368012	9,0762507
40-44	6	4,3468	-13,2436	20,1990	-5,12527	-3,25793	13,654524	11,331639
45-49	7	7,5242	-14,2013	20,0162	-5,49590	-3,49352	13,5309512	11,2290882
					T(i)			
15-19	1				1,90078	1,34592		
20-24	2				3,66113	2,84202		
25-29	3				5,82826	4,90526		
30-34	4				8,10966	7,25250		
35-39	5				10,44669	9,77145		
40-44	6				12,87605	12,42051		
45-49	7				15,55925	15,25977		
Source :								
Gendreau F., Manuel de Yaoundé et tableaux n° 28.M et 41.M.								

Tableau n°44.M : Gabon. Quotient de mortalité nq0 (pour 1000),sexes réunis, observés en 1960-1961 et 1993.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	n	Quotient		Période à laquelle se rapporte le quotient	
		1960-1961	1993	1960-1961	1993
15-19	1	117	64	1,90	1,35
20-24	2	190	63	3,66	2,84
25-29	3	248	72	5,83	4,91
30-34	5	308	79	8,11	7,25
35-39	10	340	101	10,45	9,77
40-44	15	407	123	12,88	12,42
45-49	20	453	150	15,56	15,26
Sources :					
Voir tableaux n° 28.M et n°42.M.					

4 Données sur le Tchad (1964)

Tableau n°45.M : RCA, Tchad. Proportions (pour 1000) d'enfants survivants et le groupe d'âge de la mère selon l'année de collecte. 1964

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	(i)	Enfants nés vivants	Enfants survivants	Proportions D(i) (en ‰)
15-19	1	40620	32560	802
20-24	2	194170	144000	742
25-29	3	364810	254550	698
30-34	4	386580	260340	673
35-39	5	409250	261830	640
40-44	6	275200	168940	614
45-49	7	256170	148440	579
Sources :				
Enquête démographique par sondage 1964.				

Tableau n°46.M : Tchad. Parités P1, P2 et P3, et rapports P1/P2, P2/P3. 1964

Parités	
P1 (15-19 ans)	0,35
P2 (20-24 ans)	1,25
P3 (25-29 ans)	1,9
Rapports	
P1/P2	0,280
P2/P3	0,658
<u>Sources :</u>	
Tchad, Enquête par sondage 1964.	

Tableau n°47.M : Tchad. Coefficients A(i), B(i) et C(i) , facteurs correcteurs K(i) de Trussell, selon l'âge de la mère, dans l'hypothèse de mortalité du modèle Ouest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2)	C(i)*(P2/P3)	K(i)
		A(i)	B(i)	C(i)			
15-19	1	1,1415	-2,7070	0,7633	-0,75796	0,5022514	0,88579
20-24	2	1,2563	-0,5381	-0,2637	-0,15067	-0,1735146	0,93212
25-29	3	1,1851	0,0633	-0,4177	0,01772	-0,2748466	0,92798
30-34	4	1,1720	0,2341	-0,4272	0,06555	-0,2810976	0,95645
35-39	5	1,1865	0,3080	-0,4452	0,08624	-0,2929416	0,97980
40-44	6	1,1746	0,3314	-0,4537	0,09279	-0,2985346	0,96886
45-49	7	1,1639	0,3190	-0,4435	0,08932	-0,291823	0,96140
<u>Source :</u>							
Gendreau F., Manuel de Yaoundé et tableaux n° 27.M et 45.M.							

Tableau n°48.M : Tchad. Coefficients A(i), B(i) et C(i) , valeurs T(i) de Trussell, selon l'âge de la mère, dans l'hypothèse de mortalité du modèle Ouest de Coale et Demeny.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	i	Coefficients			B(i)*(P1/P2)	C(i)*(P2/P3)	T(i)
		A(i)	B(i)	C(i)			
15-19	1	1,0970	5,5628	-1,9956	1,55758	-1,3131048	1,34148
20-24	2	1,3062	5,5677	0,2962	1,55896	0,1948996	3,06006
25-29	3	1,5305	2,5528	4,8962	0,71478	3,2216996	5,46698
30-34	4	1,9991	-2,4261	10,4282	-0,67931	6,8617556	8,18155
35-39	5	2,7632	-8,4065	16,1787	-2,35382	10,6455846	11,05496
40-44	6	4,3468	-13,2436	20,1990	-3,70821	13,290942	13,92953
45-49	7	7,5242	-14,2013	20,0162	-3,97636	13,1706596	16,71850
<u>Source :</u>							
Gendreau F., Manuel de Yaoundé et tableaux n° 28.M et 46.M.							

Tableau n°49.M : Tchad. Quotients de mortalité nq0 (pour 1000), sexes réunis, observés en 1964.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	n	Quotient	Période à laquelle se rapporte le quotient
15-19	1	175	1,3414792
20-24	2	240	3,0600556
25-29	3	280	5,4669836
30-34	5	313	8,1815476
35-39	10	353	11,0549646
40-44	15	374	13,929534
45-49	20	405	16,7184956
<u>Sources :</u>			
Voir tableaux n°46.M, 47.M et 48.M.			

Tableau n°50.M : Récapitulatif des quotients de mortalité (pour 1000) obtenus par la proportion d'enfants survivants selon le pays, l'année de collecte, la période (nombre d'années) à laquelle ils se rapportent et le groupe d'âges.

Groupe d'âges des mères (a. a. r.)	n	Congo (1960-1961)						Congo (1974)					
		S. M.	Période SM	S. F.	Période SF	Total	Période Sexes réunis	S. M.	Période SM	S. F.	Période SF	Total	Période sexes réunis
15-19	1	209	1,41	140	1,56	175	1,49					111	1,28
20-24	2	219	3,04	221	3,11	220	3,08					118	2,70
25-29	3	271	5,26	242	5,15	256	5,21					133	4,69
30-34	5	300	7,76	285	7,40	291	7,58					215	6,99
35-39	10	324	10,41	310	9,78	316	10,10					212	9,46
40-44	15	352	13,13	348	12,30	349	12,72					247	12,10
45-49	20	381	15,93	380	15,09	378	15,51					284	14,97
		Gabon (1960-1961)						Gabon (1993)					
15-19	1					117	1,90					64	1,35
20-24	2					190	3,66					63	2,84
25-29	3					248	5,83					72	4,91
30-34	5					308	8,11					79	7,25
35-39	10					340	10,45					101	9,77
40-44	15					407	12,88					123	12,42
45-49	20					453	15,56					150	15,26
		RCA (1959-1960)						RCA (1975)					
15-19	1	187	0,81	173	0,93	180	0,87					247	1,76
20-24	2	277	2,352	263	2,46	270	2,41					189	3,43
25-29	3	293	4,771	281	4,80	287	4,78					192	5,54
30-34	5	333	7,667	315	7,58	324	7,61					232	7,80
35-39	10	371	10,827	355	10,60	363	10,69					260	10,15
40-44	15	421	13,983	413	13,65	417	13,79					311	12,62
45-49	20	428	16,904	425	16,55	426	16,70					343	15,35
		RCA (1988)						Tchad (1964)					
15-19	1	153	1,54	130	1,51	138	1,56					176	1,34
20-24	2	165	3,12	145	3,09	154	3,15					240	3,06
25-29	3	170	5,21	153	5,21	162	5,24					280	5,47
30-34	5	184	7,53	174	7,55	179	7,55					313	8,18
35-39	10	210	9,98	204	10,04	207	9,98					353	11,05
40-44	15	239	12,55	235	12,64	237	12,53					408	13,93
45-49	20	266	15,34	262	15,43	265	15,31					420	16,72

Tableau n°51.M : Vue d'ensemble des quotients de mortalité 1q0 et 5q0 (pour 1000) obtenus par observation directe et par méthode de substitution selon le pays et l'année.

Année	Pays							
	Congo		Gabon		RCA		Tchad	
	1q0	5q0	1q0	5q0	1q0	5q0	1q0	5q0
1951						324		
1952		291		308				
1955								313
1958	175		117		180			
1959					173,2	259		
1960			158	251,6				
1961			154					
1963							176	
1964							168,88	260,1
1967						232		
1969		215						
1973	111				247			
1974	35,29	77,43			110,8			
1976						176,42		
1979							123,3	174,85
1980	7,81					179		
1983			63,5	97,68				
1984		18,13			105,4	160,6	118,4	171,3
1985				79				
1986					138			
1988			52,1	83,48	69,73	116,57		
1989							117,6	162,87
1991			64					
1992	65	101,47			96,7	157,4		198,10
1993			65,2	94,37				
1994							102,6	142
1997	87	130,82						214,36
1998			57,3	88,6				
2002	75	115,7						190,90

Les chiffres en italiques sont issus de l'estimation directe par les sources traditionnelles ;
Les chiffres en gras proviennent de l'estimation par les EDS.

A II-5 L'estimation de la mortalité adulte par la proportion des orphelins

Tableau n°52.M : Cameroun. Effectifs et proportions (pour 1000) selon la survie des parents. 1987.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Père						Mère					
	Effectifs				Proportions (pour 1000)		Effectifs				Proportions (pour 1000)	
	En vie	décédé	N. D.	Total	En vie	Décédé	En vie	Décédée	N. D.	Total	En vie	Décédée
0-4	1615299	51051	31094	1697444	969	31	1677872	15001	4571	1697444	991	9
5-9	1356504	96727	21752	1474983	933	67	1433524	36955	4504	1474983	975	25
10-14	988242	129964	15632	1133838	884	116	1080875	48428	4535	1133838	957	43
15-19	713963	173103	10838	897904	805	195	852240	67512	5152	924904	927	73
20-24	497016	215051	8239	720306	698	302	624589	90653	5123	720365	873	127
25-29	376035	278180	7508	661723	575	425	526756	129764	5203	661723	802	198
30-34	235026	305659	5815	546500	435	565	379991	162014	4495	546500	701	299
35-39	132710	281075	4292	418077	321	679	246239	168198	3640	418077	594	406
40-44	79202	302476	3506	385184	208	792	171746	210308	3130	385184	450	550
45-49	44681	271384	2759	318824	141	859	110747	205543	2534	318824	350	650
50-54	26557	267336	2288	296181	90	910	70217	223800	2164	296181	239	761
55-59	12210	180383	1448	194041	63	937	32547	160117	1377	194041	169	831
60-64	8770	171266	392	180428	49	951	20196	159868	364	180428	112	888
65-69	11613	298485	600	310698	37	963	18922	291264	512	310698	61	939
N. D.	963	1000	1559	3522	491	509	1273	709	1540	3522	642	358

N.D. : Non déclarés
 Source :
 RGPH 1987.

Tableau n°53.M : Congo. Effectifs et proportions (pour 1000) selon la survie des parents. 1974.

Groupes d'âges (a. a. r.)	Père						Mère					
	Effectifs				Proportions (pour 1000)		Effectifs				Proportions (pour 1000)	
	en vie	décédé	N. D.	Total	en vie	décédé	en vie	décédée	N. D.	Total	en vie	décédée
0-4	118257	1838	1795	121890	985	15	119513	585	1792	121890	995	5
5-9	97063	3740	217	101020	963	37	99319	1482	219	101020	985	15
10-14	70973	5045	129	76147	934	66	74043	1978	126	76147	974	26
15-19	53927	9003	125	63055	857	143	59302	3631	122	63055	942	58
20-24	37656	12567	129	50352	750	250	44751	5473	128	50352	891	109
25-29	26081	17217	123	43421	602	398	34668	8632	121	43421	801	199
30-34	17001	18766	148	35915	475	525	25210	10558	147	35915	705	295
35-39	13708	25098	166	38972	353	647	22806	16002	164	38972	588	412
40-44	8457	25954	137	34548	246	754	16211	18205	132	34548	471	529
45-49	4858	26644	142	31644	154	846	10631	20874	139	31644	337	663
50-54	2589	25208	153	27950	93	907	6089	21711	150	27950	219	781
55-59	1183	21646	149	22978	52	948	2698	20131	149	22978	118	882
60-64	505	15841	222	16568	31	969	1005	15289	274	16568	62	938
65-69	232	9475	132	9839	24	976	399	9308	132	9839	41	959
70-74	122	6275	193	6590	19	981	170	6397	23	6590	26	974
75-79	20	719	47	786	27	973	25	714	47	786	34	966
80 et plus	11	595	80	686	18	982	21	585	80	686	35	965
N. D.	1109	2157	164	3430	340	660	1581	1684	165	3430	484	516
Total	453752	227788	4251	685791			518442	163239	4110	685791		

N. D. : Non déclaré
 Source :
 RGPH 1974.

Tableau n°54.M : RCA. Effectifs et proportions (pour 1000) de la population selon la survie des parents. 1975.

Groupes d'âges (a. a. r.)	Père					Mère						
	Effectifs				Proportions (pour 1000)		Effectifs				Proportions (pour 1000)	
	en vie	décédé	N. D.	Total	en vie	décédé	en vie	décédée	N. D.	Total	en vie	décédée
0-4	411723	12540	269	424532	970	30	418431	5885	216	424532	986	14
5-9	339304	25346	175	364825	930	70	351684	12992	149	364825	964	36
10-14	238851	32863	1397	273111	879	121	254977	16736	1398	273111	938	62
15-19	198420	53077	723	252220	789	211	223828	27658	734	252220	890	110
20-24	150952	72558	177	223687	675	325	184906	38604	177	223687	827	173
25-29	107764	89396	181	197341	547	453	146393	50753	195	197341	743	257
30-34	60746	90841	179	151766	401	599	93936	57647	183	151766	620	380
35-39	33430	84889	141	118460	283	717	58726	59594	140	118460	496	504
40-44	16930	80621	135	97686	174	826	34999	62555	132	97686	359	641
45-49	10434	77143	115	87692	119	881	22807	64770	115	87692	260	740
50-54	5572	69999	91	75662	74	926	12999	62576	87	75662	172	828
55-59	3550	58195	83	61828	57	943	7997	53752	79	61828	130	870
60-64	2538	46987	51	49576	51	949	4835	44691	50	49576	98	902
65-69	1781	31015	32	32828	54	946	2906	29889	33	32828	89	911
70-74	1310	16538	18	17866	73	927	1745	16101	20	17866	98	902
75-79	1254	8624	14	9892	127	873	1506	8373	13	9892	152	848
80-84	1839	3809	2	5650	326	674	2023	3624	3	5650	358	642
85-89	1353	2132	1	3486	388	612	1443	2042	1	3486	414	586
90-94	40	736	1	777	52	948	52	725		777	67	933
95 et plus	115	746		861	134	866	118	742	1	861	137	863
N. D.	1267	941	2097	4305	574	426	1490	720	2095	4305	674	326
Total	1589173	858996	5882	2454051			1827801	620429	5821	2454051		

N. D. : Non déclaré

Source :

RGPH 1975.

Tableau n°55.M : Facteurs correcteurs W(N) permettant de transformer la proportion de mères survivantes en probabilités de survie.

N âge central	M (âge moyen à la naissance des enfants)								
	22	23	24	25	26	27	28	29	30
10	0,420	0,470	0,517	0,557	0,596	0,634	0,674	0,717	0,758
15	0,418	0,489	0,556	0,618	0,678	0,738	0,800	0,863	0,924
20	0,404	0,500	0,590	0,673	0,756	0,838	0,921	1,004	1,085
25	0,366	0,485	0,289	0,704	0,809	0,913	1,016	1,118	1,218
30	0,303	0,445	0,580	0,708	0,834	0,957	1,018	1,203	1,323
35	0,241	0,401	0,554	0,701	0,844	0,986	1,128	1,270	1,412
40	0,125	0,299	0,467	0,630	0,791	0,950	1,111	1,274	1,442
45	0,007	0,186	0,361	0,535	0,708	0,884	1,063	1,250	1,447
50	-0,190	-0,170	0,158	0,334	0,514	0,699	0,890	1,095	1,318
55	-0,368	-0,220	-0,590	0,101	0,270	0,456	0,645	0,856	1,083
60	-0,466	-0,352	-0,217	-0,084	0,053	0,220	0,378	0,579	0,800

Source :

Wunsch G., 1978, Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement, Liège : Ordina.

Tableau n°56.M : Cameroun. Probabilités de survie des mères $l(25+N)/l(25)$ en 1987.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Proportions dont la mère est en vie ${}_5P_N$	N	W(N) (M=26,81)	${}_5P_{N-5}$	1-W(N)	$l(25+N)/l(25)$
0-4	988					
5-9	972	10	0,627	988	0,373	982
10-14	953	15	0,727	972	0,273	967
15-19	919	20	0,822	953	0,178	947
20-24	867	25	0,893	919	0,107	913
25-29	796	30	0,934	867	0,066	862
30-34	695	35	0,959	796	0,041	792
35-39	589	40	0,920	695	0,080	687
40-44	446	45	0,851	589	0,149	568
45-49	347	50	0,664	446	0,336	413
50-54	237	55	0,421	347	0,579	283
55-59	168	60	0,188	237	0,812	181
60-64	112	65		168		
65-69	61	70				
<i>Source :</i> Voir tableaux 52 .M et 55.M.						

Tableau n°57.M : Congo. Probabilités de survie des mères $l(25+N)/l(25)$ basées sur les déclarations de la population féminine en 1974.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Proportions dont la mère est en vie ou ${}_5P_N$	N	W(N) (M=28,62)	${}_5P_{N-5}$	1-W(N)	$l(25+N)/l(25)$
0-4	980	10				
5-9	983	15	0,700	980	0,300	981
10-14	972	20	0,839	983	0,161	981
15-19	940	25	0,972	972	0,028	971
20-24	889	30	1,079	940	-0,079	944
25-29	798	35	1,156	889	-0,156	903
30-34	702	40	1,216	798	-0,216	819
35-39	585	45	1,212	702	-0,212	727
40-44	469	50	1,179	585	-0,179	606
45-49	336	55	1,017	469	-0,017	471
50-54	218	60	0,776	336	0,224	310
55-59	117	65	0,503	218	0,497	168
<i>Source :</i> Voir tableaux 53.M et 55.M.						

Tableau n°58.M : RCA. Probabilités de survie des mères $l(25+N)/l(25)$ en 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Proportions dont la mère est en vie ou ${}_5P_N$	N	W(N) (M=27,29)	${}_5P_{N-5}$	1-W(N)	$l(25+N)/l(25)$
0-4	986					
5-9	964	10	0,644	986	0,356	978
10-14	934	15	0,754	964	0,246	957
15-19	887	20	0,859	934	0,141	927
20-24	827	25	0,939	887	0,061	883
25-29	742	30	0,988	827	0,012	826
30-34	619	35	1,022	742	-0,022	745
35-39	496	40	0,990	619	0,010	618
40-44	358	45	0,929	496	0,071	486
45-49	260	50	0,747	358	0,253	333
50-54	172	55	0,503	260	0,497	216
55-59	129	60	0,260	172	0,740	140
60-64	98	65		129		
65-69	152	70		98		

Source :
Voir tableaux 54.M et 55.M.

Tableau n°59.M : Probabilité de survie (pour 1000) $l(x)/l(25)$ sexe féminin obtenue par la proportion des orphelins

Age (x)	Probabilité de survie (pour 1000)		
	Cameroun 1987	Congo 1974	RCA 1988
25	1000	1000	1000
35	982	981	978
40	967	981	957
45	947	971	927
50	913	944	883
55	862	903	826
60	792	819	745
65	687	727	618
70	568	606	486
75	413	471	333
80	283	310	216
85	181	168	140

Tableau n°60.M : Quotients de mortalité nq_{25} issus des probabilités de survie du tableau n°59.M précédent

n	Cameroun				Congo 1974	RCA 1975
	Méthode substitution	Observation directe	EDS 2004 (1987)	EDS 1998 (1986)		
10	18	44,68	15,51	8,07		22
15	33	71,82	15,63	9,25	19	43
20	53	106,97			19	73
25	87				29	117
30	138				56	174
35	208				97	255
40	313				181	382
45	432				273	514
50	587				394	667
55	717				529	784
60	819				690	860
65					832	

A II-6 De l'association de la mortalité infanto-juvénile et la mortalité adulte obtenues par l'estimation indirecte à la confrontation avec les résultats de l'estimation directe

1 La transformation logit de Brass pour un double objectif : l'amélioration de l'estimation indirecte et celle de l'insuffisante représentativité des tables de mortalité ayant permis d'estimer les réseaux des tables types

Tableau n°61.M : Tables de référence de l'OCDE par sexe, région D.

Age	Sexe masculin		Sexe féminin	
	l(x)	logitl(x)	l(x)	logitl(x)
0	10000		10000	
1	8854	-1,02230	8970	-1,08222
5	8298	-0,79241	8382	-0,82270
10	8153	-0,74248	8250	-0,77560
15	8087	-0,72098	8180	-0,75150
20	7987	-0,68931	8074	-0,71672
25	7851	-0,64809	7944	-0,67585
30	7703	-0,60515	7791	-0,63037
35	7531	-0,55770	7617	-0,58107
40	7359	-0,51264	7415	-0,52691
45	7125	-0,45392	7168	-0,46434
50	6809	-0,37908	6895	-0,39897
55	6350	-0,27707	6538	-0,31804
60	5755	-0,15227	6074	-0,21834
65	4954	0,00919	5377	-0,07572
70	3951	0,21294	4535	0,09318
75	2785	0,47579	3514	0,30636
80	1588	0,83338	2377	0,58258

Source :
Clairin et al., 1980, La mortalité dans les pays en développement. Tome III, vol.V et VI. Nouvelles tables-types de mortalité à l'usage des pays en développement, Paris : OCDE, p 101.

a Cas du Cameroun (1987)

Revenons à la relation (25) $\lambda(a) = \alpha + \beta\lambda_s(a)$ et posons a=5, puisque $\beta=1$, $\alpha = \lambda(5) - \lambda_s(5)$.

$$\text{D'autre part, } \lambda(5) = \text{logit}l(5) = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1-l(5)}{l(5)} \right] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1-0,887}{0,887} \right]^{42}$$

$$\Rightarrow \lambda(5) = -1,03 \text{ et } \lambda_s(5) = -0,82270. \text{ D'où } \alpha_1 = -1,03 - (-0,8227) = -0,2073$$

La deuxième étape prévoit le calcul de la probabilité de survie avec le paramètre α_1

$$l_1(y) = \frac{1}{1 + e^{2[\alpha_1 + \lambda_s(25)]}} = \frac{1}{1 + e^{2[-0,2073 - 0,6759]}} = 0,854$$

On peut maintenant commencer la première itération :

⁴² Pour la valeur de l(5), voir tableau n° 19.M (population féminine).

$$\alpha_1 = -0,2073$$

$$\text{Première itération : } \beta_1 = 1,0000$$

$$l_1(25) = 0,854$$

Tableau n°62.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Première itération. Population féminine, Cameroun 1987.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_1(x)$	$\lambda_1(x)$	$\beta_2(x)$
35	0,982	0,839	-0,824	1,173
40	0,967	0,826	-0,778	1,174
45	0,947	0,809	-0,721	1,159
50	0,913	0,780	-0,632	1,065
55	0,862	0,736	-0,513	0,976
Moyenne				1,110

$$\alpha_2 = -0,117$$

$$\text{Deuxième itération : } \beta_2 = 1,110$$

$$l_2(25) = 0,850$$

Tableau n°63.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Deuxième itération. Population féminine, Cameroun 1987.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_2(x)$	$\lambda_2(x)$	$\beta_3(x)$
35	0,982	0,835	-0,810	1,097
40	0,967	0,822	-0,765	1,115
45	0,947	0,805	-0,709	1,116
50	0,913	0,776	-0,621	1,037
55	0,862	0,733	-0,504	0,960
Moyenne				1,065

$$\alpha_3 = -0,154$$

$$\text{Troisième itération : } \beta_3 = 1,065$$

$$l_3(25) = 0,852$$

Tableau n°64.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Troisième itération. Population féminine, Cameroun 1987.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_3(x)$	$\lambda_3(x)$	$\beta_4(x)$
35	0,982	0,837	-0,817	1,133
40	0,967	0,824	-0,771	1,144
45	0,947	0,807	-0,715	1,137
50	0,913	0,778	-0,627	1,051
55	0,862	0,734	-0,509	0,968
Moyenne				1,087

$$\alpha_4 = -0,137$$

$$\text{Quatrième itération : } \beta_4 = 1,087$$

$$l_4(25) = 0,851$$

Tableau n°65.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Quatrième itération. Population féminine, Cameroun 1987.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_4(x)$	$\lambda_4(x)$	$\beta_5(x)$
35	0,982	0,836	-0,813	1,115
40	0,967	0,823	-0,768	1,129
45	0,947	0,806	-0,712	1,126
50	0,913	0,777	-0,624	1,044
55	0,862	0,734	-0,506	0,964
Moyenne				1,076

$$\alpha_5 = -0,145$$

Cinquième itération : $\beta_5 = 1,076$

$$l_5(25) = 0,851$$

Tableau n°66.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Cinquième itération. Population féminine, Cameroun 1987.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_5(x)$	$\lambda_5(x)$	$\beta_6(x)$
35	0,982	0,836	-0,813	1,115
40	0,967	0,823	-0,768	1,129
45	0,947	0,806	-0,712	1,126
50	0,913	0,777	-0,624	1,044
55	0,862	0,734	-0,506	0,964
Moyenne				1,076

A la cinquième itération, la valeur de β tend à se stabiliser autour de 1,076. A cette dernière correspond le coefficient α égal à -0,145. Connaissant α et β , nous pouvons calculer les survivants $l(x)$ de la table de mortalité par la formule :

$$l^*(x) = \frac{1}{1 + e^{2[\alpha + \beta \lambda_5(x)]}}$$

Tableau n°67.M : Cameroun. Table de mortalité partielle féminine obtenue par conjonction des mortalités infanto-juvénile et adulte, au moyen de la transformation logit, d'après le recensement de 1987.

Age	Survivants $l(x)$ ($l(0) = 10000$)	Décès $d(x, x+5)$	Quotients 5qx (pour 1000)
0	10000	1130	113,00
5	8870	106	11,91
10	8764	57	6,53
15	8707	87	9,95
20	8620	87	10,05
25	8512	108	12,68
30	8384	128	15,29
35	8235	149	18,08
40	8060	176	21,81
45	7840	219	27,97
50	7593	248	32,62
55	7260	333	45,80
60	6813	447	65,57
65	6113	700	114,48
70	1525		

b Cas de la RCA (1988)

D'après la relation (25) $\lambda(a) = \alpha + \beta\lambda_s(a)$ et posons $a=5$, puisque $\beta=1$,
 $\alpha = \lambda(5) - \lambda_s(5)$.

D'autre part, $\lambda(5) = \text{logit}l(5) = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1-l(5)}{l(5)} \right] = \frac{1}{2} \ln \left[\frac{1-0,826}{0,826} \right]$ 43

$\Rightarrow \lambda(5) = -0,7788$ et $\lambda_s(5) = -0,82270$

D'où $\alpha_1 = -0,7788 - (-0,8227) = 0,0439$

La deuxième étape prévoit le calcul de la probabilité de survie avec le paramètre α_1

$$l_1(y) = \frac{1}{1 + e^{2[\alpha_1 + \lambda_s(25)]}} = \frac{1}{1 + e^{2[0,0439 - 0,67585]}} = 0,780$$

On peut maintenant commencer la première itération :

$$\alpha_1 = 0,0439$$

Première itération : $\beta_1 = 1,0000$

$$l_1(25) = 0,783$$

Tableau n°68.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Première itération. Population féminine, RCA 1988.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_1(x)$	$\lambda_1(x)$	$\beta_2(x)$
35	0,978	0,766	-0,592	1,296
40	0,957	0,749	-0,548	1,279
45	0,927	0,726	-0,487	1,227
50	0,883	0,691	-0,403	1,128
55	0,826	0,647	-0,302	1,059
Moyenne				1,198

$$\alpha_2 = 0,207$$

Deuxième itération : $\beta_2 = 1,198$

$$l_2(25) = 0,769$$

Tableau n°69.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Deuxième itération. Population féminine, RCA 1988.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_2(x)$	$\lambda_2(x)$	$\beta_3(x)$
35	0,978	0,752	-0,555	1,079
40	0,957	0,736	-0,512	1,111
45	0,927	0,713	-0,455	1,106
50	0,883	0,679	-0,375	1,048
55	0,826	0,635	-0,277	1,006
Moyenne				1,070

⁴³ La valeur de $l(5)$ soit $1-q(5)$ vient du tableau n° 39.M, population féminine.

$$\alpha_3 = 0,101$$

Troisième itération : $\beta_3 = 1,070$

$$l_3(25) = 0,776$$

Tableau n°70.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Troisième itération. Population féminine, RCA 1988.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_3(x)$	$\lambda_3(x)$	$\beta_4(x)$
35	0,978	0,759	-0,573	1,176
40	0,957	0,743	-0,530	1,188
45	0,927	0,719	-0,471	1,163
50	0,883	0,685	-0,389	1,087
55	0,826	0,641	-0,290	1,032
Moyenne				1,129

$$\alpha_4 = 0,150$$

Quatrième itération : $\beta_4 = 1,129$

$$l_4(25) = 0,773$$

Tableau n°71.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Quatrième itération. Population féminine, RCA 1988.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_4(x)$	$\lambda_4(x)$	$\beta_5(x)$
35	0,978	0,756	-0,565	1,132
40	0,957	0,740	-0,522	1,153
45	0,927	0,717	-0,464	1,137
50	0,883	0,683	-0,383	1,070
55	0,826	0,638	-0,284	1,021
Moyenne				1,103

$$\alpha_5 = 0,129$$

Cinquième itération : $\beta_5 = 1,103$

$$l_5(25) = 0,775$$

Tableau n°72.M : Passage des probabilités conditionnelles aux probabilités de survie. Cinquième itération. Population féminine, RCA 1988.

Age x	Probabilités conditionnelles de survie $l(x)/l(25)$	Probabilités de survie $l_5(x)$	$\lambda_5(x)$	$\beta_6(x)$
35	0,978	0,758	-0,571	1,161
40	0,957	0,742	-0,527	1,176
45	0,927	0,718	-0,468	1,154
50	0,883	0,684	-0,387	1,081
55	0,826	0,640	-0,288	1,028
Moyenne				1,120

Au bout de la cinquième itération, la valeur de β ne fluctue plus. On peut retenir comme valeur finale $\beta^* = 1,10$, on calcule la valeur de α^* par la relation (25). α^* est égal à -0,126. Le travail ultime est le calcul de $l^*(x)$ de la table de mortalité après ajustement.

Rappel :
$$l^*(x) = \frac{1}{1 + e^{2[\alpha + \beta^* \lambda_5(x)]}}$$

Tableau n°73.M : RCA. Table de mortalité féminine obtenue par conjonction de la mortalité infanto-juvénile et adulte, au moyen de la transformation logit, d'après le recensement de 1988.

Age	Survivants l(x) (l(0)= 10000)	Décès d(x,x+5)	Quotients 5qx (pour 1000)
0	10000	1739	173,94
5	8261	154	18,64
10	8107	83	10,20
15	8024	121	15,06
20	7903	336	42,49
25	7567	205	27,11
30	7362	238	32,30
35	7124	290	40,71
40	6834	319	46,68
45	6515	414	63,59
50	6101	532	87,28
55	5568	782	140,40
60	4787	910	190,03
65	3877	1040	268,15
70	2837	1063	374,58
75	1775		

2 La synthèse des méthodes classiques et méthodes de substitution

Tableau n°74.M : Quotients de mortalité des enfants, sexes réunis, utilisés comme indice d'entrée pour construire des tables de mortalité avec les tables types de Ledermann.

Congo		RCA		Gabon	
Génération (année d'observation)	Indices d'entrée	Génération (année d'observation)	Indices d'entrée	Génération (année d'observation)	Indices d'entrée
1933-1947 (1960-1961)	15q0=349	1932-1946 (1959-1960)	15q0=417	1934-1948 (1960-1961)	15q0=407
1948-1952 (1960-1961)	5q0=291	1948-1952 (1959-1960)	5q0=324	1948-1952 (1960-1961)	5q0=308
1948-1962 (1974)	15q0=210	1948-1962 (1975)	15q0=311	1958-1959 (1960-1961)	1q0=117
1959-1960 (1960-1961)	1q0=175	1958-1959 (1959-1960)	1q0=180	1966-1980 (1993)	15q0=123
1963-1967 (1974)	5q0=154	1960-1974 (1988)	15q0=237	1981-1985 (1993)	5q0=79
1972 (1974)	1q0=110	1963-1967 (1975)	5q0=232	1990-1991 (1993)	1q0=64
		1972-1973 (1975)	1q0=247		
		1976-1980 (1988)	5q0=179		
		1985-1986 (1988)	1q0=138		

Source:
Voir tableau 50.M.

Tableau n°75.M : Congo. Tables de mortalité des générations obtenues par les tables types de Ledermann par des indices d'entrée proches de ceux du tableau n°74.M.

Age	G 1933-1947 (1940)			G 1948-1952 (1950)					
	15q0=349 (350)			5q0=291 (270)			5q0=291 (330)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	3060	305,97	10000	2700	270	10000	3300	330
5	6940	252	36,31	7300	227	31,03	6700	258	38,56
10	6688	150	22,37	7073	138	19,55	6442	151	23,43
15	6539	213	32,64	6935	201	29,01	6291	214	33,96
20	6325	283	44,7	6734	268	39,82	6077	282	46,48
25	6043	286	47,36	6466	274	42,31	5795	286	49,3
30	5756	292	50,64	6192	281	45,45	5509	291	52,75
35	5465	305	55,83	5911	299	50,57	5218	303	58,11
40	5160	325	62,91	5612	324	57,8	4915	321	65,25
45	4835	352	72,71	5288	360	68,05	4594	345	75,06
50	4484	410	91,48	4928	427	86,71	4250	400	94,07
55	4073	492	120,75	4500	520	115,48	3850	477	123,88
60	3582	601	167,67	3981	643	161,52	3373	579	171,54
65	2981	705	236,53	3338	766	229,44	2794	674	241,34
70	2276	770	338,37	2572	849	329,92	2120	730	344,16
75	1506	690	458,13	1723	776	450,31	1390	645	463,92
80	816	486	595,03	947	558	589,37	745	447	599,83
85	330	249	753,12	389	291	749,17	298	226	756,47
90	82	82	1000	98	98	1000	73	73	1000
95	0	0		0	0		0		
E. v. n. e0	83880	44,44		89987	47,49		80434	42,72	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.
E. v. n. = espérance de vie à la naissance

Suite tableau n° 75.M

Age	1948-1962 (1955)			1959-1960 (1959)			1963-1967(1965)			1972		
	15q0=210 (200)			1q0=175 (180)			5q0=154 (140)			1q0=110 (120)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	1731	173,09	10000	2819	281,89	10000	1400	140	10000	1784	178,39
5	8269	160	19,32	7181	225	31,33	8600	131	15,24	8216	160	19,51
10	8109	107	13,18	6956	138	19,83	8469	91	10,8	8056	107	13,3
15	8002	165	20,6	6818	200	29,38	8377	145	17,32	7949	165	20,77
20	7838	223	28,45	6618	266	40,25	8232	197	23,99	7784	223	28,65
25	7615	231	30,35	6351	272	42,78	8035	206	25,67	7561	231	30,58
30	7384	242	32,84	6080	280	46	7829	218	27,9	7329	243	33,13
35	7141	267	37,33	5800	298	51,33	7610	244	32,09	7087	267	37,72
40	6874	305	44,31	5502	323	58,71	7366	286	38,85	6819	305	44,79
45	6570	360	54,85	5179	359	69,22	7080	349	49,36	6514	361	55,48
50	6210	450	72,47	4821	426	88,32	6730	447	66,43	6152	451	73,32
55	5760	569	98,87	4395	517	117,67	6283	577	91,77	5701	570	100,05
60	5190	734	141,36	3878	637	164,2	5707	757	132,65	5131	733	142,86
65	4456	914	205,04	3241	756	233,24	4950	962	194,44	4398	911	207,17
70	3543	1064	300,32	2485	831	334,46	3987	1146	287,3	3487	1056	302,92
75	2479	1044	421,38	1654	753	455,53	2842	1161	408,51	2431	1031	424,37
80	1434	813	566,55	901	534	593,44	1681	935	556,37	1399	796	569,07
85	622	456	733,24	366	275	752,01	746	541	726,14	603	443	735
90	166	166	1000	91	91	1000	204	204	1000	160	160	1000
95	0			0			0			0		
E. v. n. e0	107661	56,33		88318	46,66		114728	59,86		106775	55,89	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Tableau n°76. M : Gabon. Tables de mortalité des générations obtenues par les tables types de Ledermann par des indices d'entrée proches de ceux du tableau n°74.M.

Age	1934-1948 (1941)						1948-1952 (1950)					
	15q0=407(350)			15q0=407 (450)			5q0=308 (270)			5q0=308 (330)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotients 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	3060	305,97	10000	3952	395,17	10000	2700	270	10000	3300	330
5	6940	252	36,31	6048	292	48,2	7300	227	31,03	6700	258	38,56
10	6688	150	22,37	5757	163	28,37	7073	138	19,55	6442	151	23,43
15	6539	213	32,64	5593	225	40,14	6935	201	29,01	6291	214	33,96
20	6325	283	44,7	5369	294	54,76	6734	268	39,82	6077	282	46,48
25	6043	286	47,36	5075	294	57,84	6466	274	42,31	5795	286	49,3
30	5756	292	50,64	4781	294	61,51	6192	281	45,45	5509	291	52,75
35	5465	305	55,83	4487	300	66,9	5911	299	50,57	5218	303	58,11
40	5160	325	62,91	4187	308	73,64	5612	324	57,8	4915	321	65,25
45	4835	352	72,71	3879	320	82,51	5288	360	68,05	4594	345	75,06
50	4484	410	91,48	3559	361	101,56	4928	427	86,71	4250	400	94,07
55	4073	492	120,75	3197	422	132,09	4500	520	115,48	3850	477	123,88
60	3582	601	167,67	2775	502	181,03	3981	643	161,52	3373	579	171,54
65	2981	705	236,53	2273	573	252,21	3338	766	229,44	2794	674	241,34
70	2276	770	338,37	1699	607	356,99	2572	849	329,92	2120	730	344,16
75	1506	690	458,13	1093	520	475,66	1723	776	450,31	1390	645	463,92
80	816	486	595,03	573	349	608,28	947	558	589,37	745	447	599,83
85	330	249	753,12	224	171	762,37	389	291	749,17	298	226	756,47
90	82	82	1000	53	53	1000	98	98	1000	73	73	1000
95	0			0			0	0		0		
E. v. n. e0	83880	44,44		70623	37,81		89987	47,49		80434	42,72	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Suite tableau n° 76.M

Age	1958-1959 (1958)			1966-1980 (1973)			1981-1985 (1983)			1990-1991 (1990)		
	1q0=117 (120)			15q0=123 (125)			5q0=79 (90)			1q0=64 (65)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotients 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	1784	178,39	10000	1073	107,28	10000	900	90	10000	893	89,31
5	8216	160	19,51	8927	102	11,38	9100	86	9,45	9107	87	9,53
10	8056	107	13,3	8826	75	8,45	9014	65	7,24	9020	66	7,28
15	7949	165	20,77	8751	123	14	8949	110	12,24	8954	110	12,29
20	7784	223	28,65	8629	168	19,46	8839	151	17,07	8844	152	17,14
25	7561	231	30,58	8461	177	20,88	8688	159	18,33	8693	160	18,41
30	7329	243	33,13	8284	189	22,82	8529	171	20,09	8533	172	20,16
35	7087	267	37,72	8095	215	26,62	8358	197	23,63	8361	198	23,67
40	6819	305	44,79	7879	260	33,01	8160	243	29,74	8163	243	29,75
45	6514	361	55,48	7619	330	43,3	7918	315	39,78	7920	314	39,7
50	6152	451	73,32	7289	434	59,6	7603	422	55,53	7606	421	55,34
55	5701	570	100,05	6855	573	83,59	7180	565	78,63	7185	562	78,28
60	5131	733	142,86	6282	769	122,48	6616	769	116,19	6622	766	115,74
65	4398	911	207,17	5513	1000	181,46	5847	1017	173,95	5856	1014	173,17
70	3487	1056	302,92	4512	1226	271,69	4830	1264	261,77	4842	1263	260,8
75	2431	1031	424,37	3286	1291	392,8	3566	1364	382,59	3579	1365	381,26
80	1399	796	569,07	1995	1085	543,69	2201	1178	535,22	2214	1183	534,11
85	603	443	735	911	653	717,28	1023	728	711,38	1032	733	710,6
90	160	160	1000	257	257	1000	295	295	1000	299	299	1000
95	0			0			0			0		
E. v. n. e0	106775	55,89		122371	63,69		126716	65,86		126829	65,91	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Tableau n°77.M : RCA. Tables de mortalité des générations obtenues par les tables types de Ledermann par des indices d'entrée proches de ceux du tableau n°74.M.

Age	1932-1946 (1939)			1948-1952 (1950)			1948-1962 (1955)			1958-1959 (1958)		
	15q0=417 (450)			5q0=324 (330)			15q0=311 (300)			1q0=180		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	3952	395,17	10000	3300	330	10000	2615	261,54	10000	2819	281,89
5	6048	292	48,2	6700	258	38,56	7385	225	30,52	7181	225	31,33
10	5757	163	28,37	6442	151	23,43	7159	138	19,34	6956	138	19,83
15	5593	225	40,14	6291	214	33,96	7021	202	28,76	6818	200	29,38
20	5369	294	54,76	6077	282	46,48	6819	269	39,47	6618	266	40,25
25	5075	294	57,84	5795	286	49,3	6550	274	41,9	6351	272	42,78
30	4781	294	61,51	5509	291	52,75	6275	282	44,94	6080	280	46
35	4487	300	66,9	5218	303	58,11	5993	299	49,97	5800	298	51,33
40	4187	308	73,64	4915	321	65,25	5694	325	57,12	5502	323	58,71
45	3879	320	82,51	4594	345	75,06	5369	361	67,28	5179	359	69,22
50	3559	361	101,56	4250	400	94,07	5007	430	85,79	4821	426	88,32
55	3197	422	132,09	3850	477	123,88	4578	523	114,28	4395	517	117,67
60	2775	502	181,03	3373	579	171,54	4055	649	159,97	3878	637	164,2
65	2273	573	252,21	2794	674	241,34	3406	775	227,41	3241	756	233,24
70	1699	607	356,99	2120	730	344,16	2631	862	327,43	2485	831	334,46
75	1093	520	475,66	1390	645	463,92	1770	792	447,7	1654	753	455,53
80	573	349	608,28	745	447	599,83	977	574	587,05	901	534	593,44
85	224	171	762,37	298	226	756,47	404	302	747,55	366	275	752,01
90	53	53	1000	73	73	1000	102	102	1000	91	91	1000
95	0			0			0			0		
E. v. n. e0	70623	37,81		80434	42,72		91194	48,10		88318	46,66	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Suite tableau 77.M

Age	1960-1974 (1967)			1963-1967 (1965)						1972-1973 (1972)					
	15q0=237 (250)			5q0=232 (210)			5q0=232 (270)			1q0=247 (220)			1q0=247 (270)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	2172	217,24	10000	2100	210	10000	2700	270	10000	3535	353,52	10000	4454	445,43
5	7828	195	24,85	7900	187	23,64	7300	227	31,03	6465	256	39,61	5546	279	50,32
10	7633	124	16,28	7713	120	15,58	7073	138	19,55	6209	150	24,16	5267	156	29,55
15	7509	186	24,75	7593	181	23,81	6935	201	29,01	6059	211	34,88	5111	212	41,56
20	7323	249	34,07	7412	243	32,8	6734	268	39,82	5847	278	47,62	4899	277	56,54
25	7073	256	36,24	7169	251	34,95	6466	274	42,31	5569	281	50,51	4622	277	59,84
30	6817	266	39,03	6919	261	37,71	6192	281	45,45	5288	286	54,12	4345	278	63,89
35	6551	287	43,83	6658	283	42,49	5911	299	50,57	5001	299	59,79	4067	284	69,86
40	6264	319	50,96	6375	317	49,65	5612	324	57,8	4702	316	67,12	3783	291	76,96
45	5945	365	61,38	6058	365	60,18	5288	360	68,05	4387	339	77,23	3492	302	86,37
50	5580	444	79,53	5694	446	78,31	4928	427	86,71	4048	392	96,84	3191	339	106,39
55	5136	550	107,08	5248	555	105,76	4500	520	115,48	3656	466	127,5	2851	395	138,39
60	4586	694	151,32	4693	703	149,8	3981	643	161,52	3190	561	175,92	2457	464	188,73
65	3892	845	217,06	3990	859	215,36	3338	766	229,44	2629	650	247,34	1993	523	262,6
70	3047	960	314,95	3131	980	312,91	2572	849	329,92	1979	695	351,25	1470	543	369,27
75	2088	909	435,66	2151	933	433,83	1723	776	450,31	1284	606	471,79	927	453	488,98
80	1178	681	577,74	1218	702	576,52	947	558	589,37	678	411	605,88	474	293	618,85
85	497	369	741,05	516	382	740,2	389	291	749,17	267	203	760,69	181	139	769,74
90	129	129	1000	134	134	1000	98	98	1000	64	64	1000	42	42	1000
95	0			0			0			0			0		
E v n e0	99076	52,04		100570	52,79		89987	47,49		77321	41,16		64715	34,86	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Suite et fin du tableau 77.M

	1976-1980 (1978)			1985-1986 (1985)					
	5q0=179 (170)			1q0=138 (120)			1q0=138 (150)		
	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)	Survivants	Décès d(x,x+5)	Quotient 5qx (‰)
0	10000	1700	170	10000	1784	178,39	10000	2295	229,47
5	8300	156	18,81	8216	160	19,51	7705	195	25,32
10	8144	105	12,87	8056	107	13,3	7510	124	16,57
15	8039	162	20,17	7949	165	20,77	7386	186	25,13
20	7877	220	27,87	7784	223	28,65	7200	249	34,55
25	7657	228	29,75	7561	231	30,58	6951	256	36,79
30	7430	239	32,23	7329	243	33,13	6696	266	39,69
35	7190	264	36,71	7087	267	37,72	6430	287	44,69
40	6926	303	43,69	6819	305	44,79	6143	319	51,98
45	6624	360	54,28	6514	361	55,48	5823	365	62,66
50	6264	450	71,88	6152	451	73,32	5458	443	81,23
55	5814	571	98,22	5701	570	100,05	5015	549	109,39
60	5243	737	140,6	5131	733	142,86	4466	689	154,24
65	4506	920	204,19	4398	911	207,17	3778	835	221,14
70	3586	1073	299,29	3487	1056	302,92	2942	941	319,89
75	2512	1056	420,44	2431	1031	424,37	2001	883	441,25
80	1456	824	565,93	1399	796	569,07	1118	651	582,35
85	632	463	732,81	603	443	735	467	348	744,27
90	169	169	1000	160	160	1000	119	119	1000
95	0			0			0		
E. v. n. e0	108368	56,68		106775	55,89		97209	51,10	

Les indices d'entrée des tables de Ledermann sont entre parenthèses.

Tableau n°78.M : Espérance de vie à la naissance estimée par les tables types de Ledermann, selon les indices d'entrée estimée indirectement.

Génération	Pays		
	Congo	RCA	Gabon
1939		37,81	
1940	44,44		
1941			41,13
1950	45,10	42,72	45,11
1955	56,33	48,10	
1958		46,66	55,89
1959	46,66		
1965	59,86	50,14	
1967		52,04	
1972	55,89	38,01	
1973			63,69
1978		56,68	
1983			65,86
1985		53,50	
1990			65,91

N.B. : Lorsque l'indice d'entrée estimé n'est pas rigoureusement égal à celui de la table, la moyenne simple des espérances des indices encadrant est considérée.

Tableau n°79.M : Extrait du réseau 102 de Ledermann ayant servi d'abaque

Age	1q0=55			1q0=65			1q0=80			1q0=100		
	MF	M	F	MF	M	F	MF	M	F	MF	M	F
0	73,97	80,71	66,84	89,31	96,76	81,39	112,89	121,25	103,99	145,2	154,5	135,3
5	7,84	8,61	7,05	9,53	10,34	8,72	12,15	12,99	11,35	15,77	16,61	15,08
10	6,17	6,53	5,71	7,28	7,57	6,86	8,93	9,09	8,63	11,12	11,07	11,04
15	10,65	11,65	9,51	12,29	13,19	11,22	14,68	15,39	13,78	17,77	18,17	17,19
20	14,9	16,5	13,01	17,14	18,73	15,23	20,4	21,93	18,54	24,59	25,98	22,89
25	16,03	17,08	14,76	18,41	19,4	17,18	21,86	22,72	20,75	26,3	26,94	25,4
30	17,61	18,62	16,41	20,16	21,13	18,99	23,85	24,71	22,76	28,58	29,24	27,67
35	20,85	22,28	19,26	23,67	25,13	22,03	27,72	29,19	26,04	32,84	34,28	31,17
40	26,61	29,39	23,58	29,75	32,75	26,49	34,17	37,46	30,61	39,66	43,28	35,76
45	36,24	41,17	31,02	39,7	45,04	34,06	44,46	50,36	38,25	50,22	56,78	43,34
50	51,25	58,85	43,16	55,34	63,4	46,78	60,87	69,56	51,7	67,44	76,84	57,57
55	73,22	84,73	61,54	78,28	90,13	66,26	85,06	97,32	72,64	93,01	105,7	80,19
60	109,29	125,28	93,79	115,74	131,79	100,17	124,29	140,36	108,71	134,2	150,18	118,7
65	164,92	185,97	145,1	173,17	193,96	153,6	184,01	204,38	164,9	196,4	216,19	177,99
70	250,37	273,3	230,4	260,8	283,2	241,22	274,36	296,01	255,39	289,7	310,42	271,54
75	370,29	396,19	349,4	381,26	406,61	360,94	395,35	419,96	375,85	411,1	434,79	392,56
80	524,96	551,46	504,3	534,11	559,89	514,33	545,7	570,54	527,01	558,4	582,22	540,99
85	704,21	722,71	689,8	710,6	728,59	696,79	718,69	736,03	705,64	727,6	744,18	715,4

Suite du tableau n° 79.M

	1q0=120			1q0=150		
	MF	M	F	MF	M	F
0	178,39	188,34	167,77	229,47	240,01	218,29
5	19,51	20,29	19,01	25,32	25,93	25,25
10	13,3	13	13,51	16,57	15,83	17,28
15	20,77	20,8	20,59	25,13	24,56	25,68
20	28,65	29,83	27,2	34,55	35,33	33,59
25	30,58	30,95	29,98	36,79	36,68	36,71
30	33,13	33,55	32,45	39,69	39,69	39,44
35	37,72	39,09	36,09	44,69	45,91	43,2
40	44,79	48,7	40,61	51,98	56,27	47,44
45	55,48	62,63	48	62,66	70,61	54,38
50	73,32	83,35	62,85	81,23	92,08	69,98
55	100,05	113,07	86,93	109,39	122,8	95,95
60	142,86	158,72	127,54	154,24	169,83	139,26
65	207,17	226,34	189,44	221,14	239,43	204,47
70	302,92	322,71	285,5	319,89	338,42	303,55
75	424,37	447,29	406,76	441,25	463,09	424,84
80	569,07	591,94	552,69	582,35	640,05	567,36
85	735	750,96	723,57	744,27	759,41	733,8

Source :Ledermann S., 1969, *Nouvelles tables-types de mortalité*, Paris : PUF, 260 p. (col. Travaux et documents n°53).

Tableau n°80.M : Cameroun. Quotients de mortalité (pour 1000) dans les générations, confrontés avec les tables de Ledermann.

Age	Génération							
	1945-1949		1950-1954		1955-1959		1960-1964	
	M	F	M	F	M	F	M	F
0	198,33	202,86	211,10	163,46	189,35	142,66	177,26	141,12
5	41,67	41,92	35,18	34,48	31,39	25,85	31,48	24,15
10	13,59	25,00	24,74	8,93	18,09	9,95	12,70	15,60
15	8,26	16,03	28,04	21,02	19,95	10,05	10,80	9,84
20	30,56	13,03	28,85	15,34	21,14	15,23	16,64	12,69
25	8,60	19,80	14,14	10,90	12,80	14,60	10,58	13,42
30	11,56	13,47	20,09	15,75	18,64	20,05	29,40	22,66
35	14,62	20,48	26,35	12,80	32,20	24,91	37,44	34,20
40	17,80	34,84	21,05	19,45	51,19	47,45		
45	45,32	46,93	64,52	38,02				
50	91,77	41,67						

Suite du tableau 80.M

Age	1965-1969		1970-1974	
	M	F	M	F
0	156,22	135,59	139,07	121,27
5	24,16	16,39	15,98	17,14
10	22,58	14,77	12,76	13,30
15	14,16	15,38	12,93	11,38
20	9,83	10,54	16,07	17,58
25	16,41	18,15	29,64	33,93
30	32,60	35,77		
35				
40				
45				
50				

N.B. : Décès des frères et sœurs déclarés par les enquêtées.

Source :

EDS 2004.

Tableau n°81.M : Gabon. Quotients de mortalité (pour 1000) dans les générations, confrontés avec les tables de Ledermann.

Age	Génération							
	1941-1945		1946-1950		1951-1955		1956-1960	
	M	F	M	F	M	F	M	F
0	457,32	211,86	230,11	188,78	197,69	202,66	182,95	103,77
5	56,18	0,00	40,59	15,72	26,98	18,75	17,22	16,27
10	59,52	0,00	11,54	15,97	7,39	6,37	9,28	12,65
15	50,63	0,00	11,67	19,48	5,59	10,68	11,45	7,88
20	0,00	43,01	23,62	9,93	14,98	8,64	11,58	12,91
25	0,00	0,00	20,16	26,76	5,70	6,54	11,71	4,02
30	40,00	0,00	32,92	17,18	11,47	17,54	20,47	18,18
35	138,89	22,47	17,02	27,97	9,67	20,09	30,80	26,75
40	64,52	68,97	51,95	43,17	66,41	38,72		
45	68,97	12,35	45,66	63,91				
50	37,04	37,50						

Suite tableau n° 81.M

	1961-1965		1966-1970	
	M	F	M	F
0	135,77	114,18	103,18	89,57
5	9,56	8,64	12,37	10,41
10	6,90	6,70	8,71	6,31
15	11,81	8,10	11,53	6,88
20	9,14	8,16	13,89	14,93
25	16,31	6,17	14,65	28,14
30	27,40	16,56		
35				
40				
45				
50				

N.B. : Décès des frères et sœurs déclarés par les enquêtées.
Source :
EDS 2000.

Tableau n°82.M : Tchad. Quotients de mortalité (pour 1000) dans les générations, confrontés avec les tables de Ledermann.

Age	Génération							
	1945-1949		1950-1954		1955-1959		1960-1964	
	M	F	M	F	M	F	M	F
0	181,35	257,58	212,37	113,74	157,14	117,57	228,92	101,91
5	63,29	142,86	89,01	42,78	49,44	42,88	47,92	44,33
10	60,81	11,90	40,23	25,14	44,58	9,60	18,60	19,48
15	71,94	84,34	29,94	31,52	21,77	19,39	22,30	31,22
20	46,51	105,26	61,73	32,54	28,62	24,71	18,24	21,48
25	0,00	0,00	29,61	18,35	27,82	11,82	30,20	19,96
30	24,39	29,41	23,73	40,50	16,84	18,80	29,94	24,44
35	58,33	30,30	3,47	9,74	22,26	13,94	39,51	34,45
40	8,85	0,00	20,91	29,51	43,78	44,17		
45	125,00	62,50	35,59	20,27				
50	102,04	50,00						

Suite tableau n° 82.M

	1965-1969		1970-1974	
	M	F	M	F
0	150,87	98,64	150,66	96,80
5	46,24	30,97	32,16	33,92
10	31,86	22,02	22,66	9,67
15	16,45	31,95	13,40	22,10
20	20,36	19,50	18,28	18,92
25	15,59	18,36	23,94	20,89
30	36,20	34,29		
35				
40				
45				
50				

N.B. : Décès des frères et sœurs déclarés par les enquêtées.
Source :
EDS 2004.

Tableau n°83.M : Espérance de vie à la naissance en fonction des quotients 1q0 et 5q0 comme indices d'entrée dans les réseaux 101 et 102 de Ledermann.

5q0 (pour 1000)			Espérance de vie à la naissance avec 5q0			1q0 (pour 1000)	Espérance de vie à la naissance avec 1q0
<i>MF</i>	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>MF</i>	<i>M</i>	<i>F</i>	<i>MF</i>	<i>MF</i>
90	97,57	81,96	65,86	64,15	67,72	55	68,01
110	118,3	101,15	63,33	61,67	65,15	65	65,91
140	149,12	130,26	59,86	58,29	61,59	80	62,97
170	179,67	159,67	56,68	55,22	58,29	100	59,31
210	220,08	199,27	52,79	51,46	54,21	120	55,89
270	280,12	259,35	47,49	46,39	48,64	150	51,1

ANNEXES TROISIEME PARTIE

A III-1 Evolution de la structure par âge de la population et qualité des données : structure par âge et rapport de masculinité

1 Cameroun

Tableau n°1.D : Cameroun. Effectifs par sexe et âge, et rapports de masculinité aux recensements de 1976 et 1987.								
Groupe d'âges (a. a. r.)	1976				1987			
	Sexe masculin	Sexe féminin	Total	Rapport de masculinité	Sexe masculin	Sexe féminin	Total	Rapport de masculinité
0-4	610981	604820	1215801	101,02	861890	836633	1698523	103,02
5-9	543506	532765	1076271	102,02	753268	722875	1476143	104,20
10-14	423169	379178	802347	111,60	598854	546832	1145686	109,51
15-19	335324	352567	687891	95,11	447513	470721	918234	95,07
20-24	252827	297714	550541	84,92	334673	400805	735478	83,50
25-29	222434	272882	495316	81,51	304273	366809	671082	82,95
30-34	189011	232903	421914	81,15	255647	295430	551077	86,53
35-39	192647	223931	416578	86,03	203575	217021	420596	93,80
40-44	162181	179772	341953	90,21	182317	204668	386985	89,08
45-49	145654	149061	294715	97,71	156713	163472	320185	95,87
50-54	116995	119137	236132	98,20	144167	153057	297224	94,19
55-59	90785	87212	177997	104,10	99152	95563	194715	103,76
60-64	75546	75249	150795	100,39	87711	93239	180950	94,07
65-69	42292	40839	83131	103,56	54950	54137	109087	101,50
70-74	34947	38360	73307	91,10	46055	48298	94353	95,36
75-79	19490	19819	39309	98,34	18971	18502	37473	102,53
80-84	14280	15754	30034	90,64	16651	20368	37019	81,75
85 et plus	17403	16642	34045	104,57	15516	18049	33565	85,97
Total	3489472	3638605	7128077	95,90	4581896	4726479	9308375	96,94
N. D.	1961	1795	3756		2230	1824	4054	

Source :
Cameroun, RGPH 1976 et 1987.

2 Congo

Tableau n°2.D : Congo. Effectifs par groupe d'âges et sexe, et rapport de masculinité. 1974 et 1984.

Groupe d'âges (a. a. r.)	1974				Groupe d'âge (a. a. r.)	1984			
	Sexe masculin	Sexe féminin	Total	Rapports de masculinité		Sexe masculin	Sexe féminin	Total	Rapports de masculinité
0-4	122831	121890	244721	100,77	0-4	161692	160075	321767	101,01
5-9	101445	101020	223335	100,42	5-9	143258	142929	286187	100,23
10-14	79128	76147	180148	103,91	10-14	122053	123123	245176	99,13
15-19	57697	63055	133844	91,50	15-19	102811	108483	211294	94,77
20-24	41653	50352	104708	82,72	20-24	83831	88395	172226	94,84
25-29	36469	43421	86821	83,99	25-29	65957	70566	136523	93,47
30-34	32812	35915	76233	91,36	30-34	48211	53231	101442	90,57
35-39	33065	38972	68980	84,84	35-39	40203	43845	84048	91,69
40-44	28635	34548	63183	82,88	40-44	33463	34716	68179	96,39
45-49	25581	31644	57225	80,84	45-49	32479	35979	68458	90,27
50-54	21534	27950	49484	77,04	50-54	25562	31118	56680	82,15
55-59	20136	22978	43114	87,63	55-59	21154	26588	47742	79,56
60-64	15252	16568	31820	92,06	60-64	16707	22540	39247	74,12
65-69	8503	9839	18342	86,42	65-69	13056	15727	28783	83,02
70-74	5136	6590	11726	77,94	70-74	8766	10436	19202	84,00
75-79	717	786	1503	91,22	75-79	3546	4396	7942	80,66
80 et plus	515	686	1201	75,07	80-84	1738	2425	4163	71,67
					85-89	260	365	625,00	71,23
					90-94	151	189	340,00	79,89
					95 et plus	74	114	188,00	64,91
Total	631109	682361	1396388	92,49	Total	924972	975240	1900212	94,85
N. D.	2890	3430	6320		N. D.	4130	4906		

Sources :
RGPH 1974 et 1984.

Tableau n°3.D : Congo. Composition (pour 10000) de la population selon le groupe d'âges et le sexe. 1974 et 1984

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin		Groupe d'âge (a. a. r.)	Sexe féminin	
	1974	1984		1974	1984
0-4	19463	17481	0-4	17863	16414
5-9	16074	15488	5-9	14804	14656
10-14	12538	13195	10-14	11159	12625
15-19	9142	11115	15-19	9241	11124
20-24	6600	9063	20-24	7379	9064
25-29	5779	7131	25-29	6363	7236
30-34	5199	5212	30-34	5263	5458
35-39	5239	4346	35-39	5711	4496
40-44	4537	3618	40-44	5063	3560
45-49	4053	3511	45-49	4637	3689
50-54	3412	2764	50-54	4096	3191
55-59	3191	2287	55-59	3367	2726
60-64	2417	1806	60-64	2428	2311
65-69	1347	1412	65-69	1442	1613
70-74	814	948	70-74	966	1070
75-79	114	383	75-79	115	451
80 et plus	82	188	80-84	101	249
		28	85-89		37
		16	90-94		19
		8	95 et plus		12
Total	100000	100000	Total	100000	100000

3 Gabon

Tableau n°4.D : Gabon. Effectifs par sexe et âge, et rapports de masculinité, observés en 1960-1961, 1969-1970 et 1993.

Groupe d'âges (a. a. r.)	1960-1961			Groupe d'âges (a. a. r.)	1969-1970			Groupe d'âges (a. a. r.)	1993		
	SM	SF	Rapports de masculinité		SM	SF	Rapports de masculinité		SM	SF	Rapports de masculinité
0-4	26371	27252	96,77	0-4	34093	34596	98,55	0-4	76976	77036	99,92
5-9	23123	21889	105,64	5-9	31268	31928	97,93	5-9	70051	70436	99,45
10-14	18416	14584	126,28	10-14	24762	23479	105,46	10-14	60123	61567	97,65
15-19	10444	12728	82,06	15-19	16141	17263	93,50	15-19	48841	51959	94,00
20-24	13716	17571	78,06	20-24	15268	16782	90,98	20-24	43527	47984	90,71
25-29	15471	20634	74,98	25-29	14795	16917	87,46	25-29	40475	41275	98,06
30-34	14105	21355	66,05	30-34	18323	22009	83,25	30-34	36149	33297	108,57
35-39	17380	25339	68,59	35-39	16626	19297	86,16	35-39	28364	23890	118,73
40-44	16101	20034	80,37	40-44	16550	20150	82,13	40-44	22144	17467	126,78
45-49	16783	17149	97,87	45-49	13709	16002	85,67	45-49	16706	15500	107,78
50-54	10523	11917	88,30	50-54	14407	16911	85,19	50-54	13976	15738	88,80
55-59	7978	9339	85,43	55-59	11196	10827	103,41	55-59	13384	16058	83,35
60-64	5793	7355	78,76	60-64	7285	8264	88,15	60-64	10744	13837	77,65
65-69	3519	5016	70,16	65-69	4512	5070	88,99	65-69	7882	10209	77,21
70-74	2340	3127	74,83	70-74	2511	2979	84,29	70-74	6048	7875	76,80
75-79	989	2191	45,14	75-79	533	564	94,50	75-79	3637	4444	81,84
80 et plus	1204	1858	64,80	80 et plus	642	845	75,98	80-84	1699	2618	64,90
								85-89	633	1180	53,64
								90 et plus	425	822	51,70
Total	204256	239338	85,34	Total	242621	263883	91,94	Total	501784	513192	97,78

Source :

Gabon, Recensement et enquête démographique de 1960-1961.
Recensement de la population de 1969-1970 dont les résultats n'avaient pas été publiés.
RGPH 1993.

Tableau n°5.D : Gabon. Composition (pour 10000) par sexe et âge observée en 1960-1961, 1969-1970 et 1993.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin		
	1960-1961	1969-1970	1993	1960-1961	1969-1970	1993
0-4	12911	14052	15340	11386	13110	15011
5-9	11321	12888	13960	9146	12099	13725
10-14	9016	10206	11982	6093	8898	11997
15-19	5113	6653	9733	5318	6542	10125
20-24	6715	6293	8674	7342	6360	9350
25-29	7574	6098	8066	8621	6411	8043
30-34	6906	7552	7204	8923	8340	6488
35-39	8509	6853	5653	10587	7313	4655
40-44	7883	6821	4413	8371	7636	3404
45-49	8217	5650	3329	7165	6064	3020
50-54	5152	5938	2785	4979	6409	3067
55-59	3906	4615	2667	3902	4103	3129
60-64	2836	3003	2141	3073	3132	2696
65-69	1723	1860	1571	2096	1921	1989
70-74	1146	1035	1205	1307	1129	1535
75-79	484	220	725	915	214	866
80-84	589	265	339	776	320	510
85-89			126			230
90 et plus			85			160
Total	100000	100000	100000	100000	100000	100000

Source :

Recensement et enquête démographique de 1960-1961.

Recensement de la population de 1969-1970 dont les résultats n'avaient pas été publiés.

RGPH 1993.

4 RCA

Tableau n°6.D : RCA. Effectifs par sexe et âge, et rapports de masculinité observés en 1959-1960, 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	1959-1960				Groupe d'âges	1975				Groupe d'âges	1988			
	SM	SF	T	Rapport de masculinité		SM	SF	T	Rapport de masculinité		SM	SF	T	Rapport de masculinité
0-4	87970	90190	178160	97,54	0-4	149092	152077	301169	98,04	0-4	213367	212815	426182	100,26
5-9	81250	77860	159110	104,35	5-9	144025	136458	280483	105,55	5-9	183766	181963	365729	100,99
10-14	44250	33780	78030	130,99	10-14	113423	97900	211323	115,86	10-14	143653	130580	274233	110,01
15-19	24560	25670	50230	95,68	15-19	84920	92646	177566	91,66	15-19	121971	131741	253712	92,58
20-24	25350	43010	68360	58,94	20-24	55109	64934	120043	84,87	20-24	108638	116868	225506	92,96
25-29	41020	63230	104250	64,87	25-29	56536	74016	130552	76,38	25-29	94786	104206	198992	90,96
30-34	36090	54040	90130	66,78	30-34	46605	54678	101283	85,24	30-34	74405	78482	152887	94,81
35-39	48560	57520	106080	84,42	35-39	52584	69036	121620	76,17	35-39	56755	62601	119356	90,66
40-44	31670	32860	64530	96,38	40-44	40907	48005	88912	85,21	40-44	46861	51573	98434	90,86
45-49	32250	28360	60610	113,72	45-49	45573	53771	99344	84,75	45-49	40826	47574	88400	85,82
50-54	14540	10180	24720	142,83	50-54	29749	31859	61608	93,38	50-54	35164	41120	76284	85,52
55-59	11400	9160	20560	124,45	55-59	31753	32375	64128	98,08	55-59	29593	32629	62222	90,70
60-64	5610	4740	10350	118,35	60-64	14220	12220	26440	116,37	60-64	24193	25712	49905	94,09
65-69	4110	3400	7510	120,88	65-69	11674	10950	22624	106,61	65-69	16486	16533	33019	99,72
70 et plus	1540	1000	2540	154,00	70 et plus	8082	6799	14881	118,87	70-74	9351	8626	17977	108,40
										75-79	5280	4662	9942	113,26
										80-84	2886	2801	5687	103,03
										85 et plus	2752	2397	5149	114,81
Total	490170	535000	1025170	91,62	Total	884252	937724	1821976	94,30	Total	1210733	1252883	2463616	96,64
N.D.	160	40	200		N.D.	100972	131259	232231						

Sources :

Enquête démographique par sondage 1959-1960.
RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°7.D : RCA. Composition (pour 10000) par sexe et âge. 1959-1960, 1975 et 1988

Groupe d'âges (a. a. r.)	Sexe masculin			Sexe féminin		
	1959-1960	1975	1988	1959-1960	1975	1988
0-4	17947	16861	17623	16858	16218	16986
5-9	16576	16288	15178	14553	14552	14524
10-14	9027	12827	11865	6314	10440	10422
15-19	5011	9604	10074	4798	9880	10515
20-24	5172	6232	8973	8039	6925	9328
25-29	8369	6394	7829	11819	7893	8317
30-34	7363	5271	6145	10101	5831	6264
35-39	9907	5947	4688	10751	7362	4997
40-44	6461	4626	3870	6142	5119	4116
45-49	6579	5154	3372	5301	5734	3797
50-54	2966	3364	2904	1903	3397	3282
55-59	2326	3591	2444	1712	3453	2604
60-64	1145	1608	1998	886	1303	2052
65-69	838	1320	1362	636	1168	1320
70-74	314	914	772	187	725	688
75-79			436			372
80-84			238			224
85 et plus			227			191
Total	100000	100000	100000	100000	100000	100000

5 Tchad

Tableau n°8.D : Tchad. Effectifs par sexe et âge, et rapports de masculinité observés en 1964 et 1993

Groupe d'âges (a. a. r.)	1964				Groupe d'âges	1993			
	SM	SF	T	Rapport de masculinité		SM	SF	T	Rapport de masculinité
0-4	245140	243910	489050	100,50	0-4	565539	559934	1125473	101,00
5-9	234860	216250	451110	108,61	5-9	534245	528495	1062740	101,09
10-14	97860	92110	189970	106,24	10-14	400917	376268	777185	106,55
15-19	97860	92110	189970	106,24	15-19	292416	318729	611145	91,74
20-24	70995	124740	195735	56,91	20-24	204657	248760	453417	82,27
25-29	70995	124740	195735	56,91	25-29	197509	256723	454232	76,93
30-34	80030	104560	184590	76,54	30-34	163792	190571	354363	85,95
35-39	80030	104560	184590	76,54	35-39	137388	157888	295276	87,02
40-44	57750	58915	116665	98,02	40-44	117788	139632	257420	84,36
45-49	57750	58915	116665	98,02	45-49	83414	90734	174148	91,93
50-54	29865	30300	60165	98,56	50-54	81489	95446	176935	85,38
55-59	29865	30300	60165	98,56	55-59	45345	45704	91049	99,21
60-64	16500	16090	32590	102,55	60-64	60027	67232	127259	89,28
65-69	16500	16090	32590	102,55	65-69	28465	26941	55406	105,66
70 et plus	12200	12580	24780	96,98	70-74	36932	38008	74940	97,17
					75 et plus	41237	37417	78654	110,21
Total	1198200	1326170	2524370	90,35	Total	2991160	3178482	6169642	94,11
					N. D.	10211	14045	24256	

Source :
Enquête démographique par sondage, 1964.
Annuaire démographique des Nations Unies

Tableau n°9.D : Tchad. Composition (pour 10000) par sexe et âge observée en 1964 et 1993.

Groupe d'âges (a. a. r.)	1964			Groupe d'âges	1993		
	SM	SF	T		SM	SF	T
0-4	20459	18392	19373	0-4	18907	17616	18242
5-9	19601	16306	17870	5-9	17861	16627	17225
10-14	8167	6946	7525	10-14	13403	11838	12597
15-19	8167	6946	7525	15-19	9776	10028	9906
20-24	5925	9406	7754	20-24	6842	7826	7349
25-29	5925	9406	7754	25-29	6603	8077	7362
30-34	6679	7884	7312	30-34	5476	5996	5744
35-39	6679	7884	7312	35-39	4593	4967	4786
40-44	4820	4442	4622	40-44	3938	4393	4172
45-49	4820	4442	4622	45-49	2789	2855	2823
50-54	2492	2285	2383	50-54	2724	3003	2868
55-59	2492	2285	2383	55-59	1516	1438	1476
60-64	1377	1213	1291	60-64	2007	2115	2063
65-69	1377	1213	1291	65-69	952	848	898
70 et plus	1018	949	982	70-74	1235	1196	1215
				75 et plus	1379	1177	1275
Total	100000	100000	100000	Total	100000	100000	100000

A III-2 Estimation des indicateurs par les relations des populations semi-stables

1 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance constant pour tous les âges

a Congo

Tableau n°10.D : Congo. Application de la formule (30) $kC(x,t) = kC(x,t) \cdot e^{rx}$ ($r=0,348$ et $n=0,0368$) à la population masculine entre 1974 et 1984.

Groupe d'âge (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	e ^{rx}	kC(x,t).e ^{rx}	p(x,t)	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3694	0,08675	1,0906	4029	10000	50405
5-9	7,5	3156	0,26025	1,2973	4094	10162	50042
10-14	12,5	2573	0,43375	1,5430	3971	9855	47707
15-19	17,5	2026	0,60725	1,8354	3718	9228	44286
20-24	22,5	1566	0,78075	2,1831	3419	8487	42016
25-29	27,5	1291	0,95425	2,5967	3352	8320	40752
30-34	32,5	1041	1,12775	3,0887	3216	7981	41804
35-39	37,5	959	1,30125	3,6739	3522	8740	43963
40-44	42,5	815	1,47475	4,3699	3564	8845	46509
45-49	47,5	756	1,64825	5,1979	3932	9759	48089
50-54	52,5	618	1,82175	6,1827	3818	9476	48685
55-59	57,5	548	1,99525	7,3540	4028	9998	47914
60-64	62,5	422	2,16875	8,7473	3694	9168	40731
65-69	67,5	276	2,34225	10,4046	2870	7124	31337
70-74	72,5	176	2,51575	12,3759	2180	5411	18066
75-79	77,5	50	2,68925	14,7206	732	1816	8033
80-84	82,5	32	2,86275	17,5096	563	1398	3494
85-89	87,5	0					0
Total							603429
Espérance de vie à 2,5 ans							60,34

Tableau n°11.D : Congo. Application de la formule (30) $kC(x,t) = kC(x,t) \cdot e^{rx}$ ($r=0,325$ et $n=0,0328$) à la population féminine entre 1974 et 1984.

Groupe d'âge (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	e ^{rx}	kC(x,t).e ^{rx}	p(x,t)	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3428	0,0813	1,0846	3718	10000	50278
5-9	7,5	2946	0,2438	1,2760	3759	10111	49287
10-14	12,5	2378	0,4063	1,5012	3570	9604	48193
15-19	17,5	2036	0,5688	1,7661	3596	9674	47157
20-24	22,5	1644	0,7313	2,0777	3416	9189	45324
25-29	27,5	1360	0,8938	2,4443	3324	8941	43084
30-34	32,5	1072	1,0563	2,8756	3083	8293	43951
35-39	37,5	1021	1,2188	3,3830	3453	9288	46296
40-44	42,5	862	1,3813	3,9799	3432	9231	49292
45-49	47,5	833	1,5438	4,6821	3899	10486	53206
50-54	52,5	729	1,7063	5,5083	4014	10796	53544
55-59	57,5	609	1,8688	6,4802	3949	10621	50849
60-64	62,5	474	2,0313	7,6236	3613	9718	42717
65-69	67,5	305	2,1938	8,9688	2740	7369	32866
70-74	72,5	204	2,3563	10,5513	2148	5778	19169
75-79	77,5	57	2,5188	12,4131	703	1890	8824
80-84	82,5	42	2,6813	14,6033	610	1640	4100
85-89	87,5	0					
Total							637860
Espérance de vie à 2,5 ans							63,79

b Gabon

Tableau n°12.D : Gabon. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x).e^{r \cdot x}/n$ ($r=0,0203$, $n=0,0177$) à la population masculine entre 1960-1961 et 1969-1970.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	e ^{r.x}	kC(x,t).e ^{r.x}	p(x,t)	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	2696	0,05075	1,05206	2836,64	10000	49844
5-9	7,5	2421	0,15225	1,16445	2818,93	9938	46678
10-14	12,5	1922	0,25375	1,28885	2477,45	8734	36627
15-19	17,5	1177	0,35525	1,42654	1678,46	5917	32894
20-24	22,5	1301	0,45675	1,57893	2053,88	7241	39160
25-29	27,5	1367	0,55825	1,74761	2389,39	8423	45705
30-34	32,5	1446	0,65975	1,93431	2796,56	9859	53632
35-39	37,5	1536	0,76125	2,14095	3288,84	11594	59694
40-44	42,5	1470	0,86275	2,36967	3484,38	12283	62763
45-49	47,5	1387	0,96425	2,62282	3637,07	12822	60428
50-54	52,5	1109	1,06575	2,90302	3219,43	11349	52502
55-59	57,5	852	1,16725	3,21314	2737,76	9651	42429
60-64	62,5	584	1,26875	3,55640	2076,50	7320	30729
65-69	67,5	358	1,37025	3,93633	1410,20	4971	20801
70-74	72,5	218	1,47175	4,35685	950,04	3349	11364
75-79	77,5	70	1,57325	4,82230	339,43	1197	7009
80-84	82,5	85	1,67475	5,33746	455,85	1607	4018
85-89	87,5	0	1,77625	5,90766	0,00	0	0
Total							656278
Espérance de vie à 2,5 ans							65,63

Tableau n°13.D : Gabon. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x,t).e^{r \cdot x}/n$ ($r=0,0117$, $n=0,017$) à la population féminine entre 1960-1961 et 1969-1970.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	e ^{r.x}	kC(x,t).e ^{r.x}	p(x,t)	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	2450	0,0293	1,0297	2522	10000	47988
5-9	7,5	2124	0,0878	1,0917	2319	9195	40185
10-14	12,5	1499	0,1463	1,1575	1735	6879	31623
15-19	17,5	1186	0,2048	1,2272	1455	5770	32095
20-24	22,5	1370	0,2633	1,3012	1783	7068	38222
25-29	27,5	1503	0,3218	1,3795	2074	8221	45579
30-34	32,5	1726	0,3803	1,4627	2525	10010	52538
35-39	37,5	1790	0,4388	1,5508	2776	11005	53596
40-44	42,5	1601	0,4973	1,6442	2632	10434	48941
45-49	47,5	1323	0,5558	1,7432	2306	9143	43718
50-54	52,5	1139	0,6143	1,8483	2105	8344	36408
55-59	57,5	800	0,6728	1,9596	1569	6219	28325
60-64	62,5	620	0,7313	2,0777	1289	5111	21548
65-69	67,5	402	0,7898	2,2028	885	3508	14408
70-74	72,5	244	0,8483	2,3356	569	2255	8409
75-79	77,5	113	0,9068	2,4763	280	1109	5625
80-84	82,5	110	0,9653	2,6254	288	1141	2853
85-89	87,5	0	1,0238	2,7836	0	0	0
Total							552061
Espérance de vie à 2,5 ans							55,21

Tableau n°14.D : Gabon. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x,t).e^{r.x}/n$ ($r=0,0289$, $n=0,0168$) à la population masculine entre 1969-1970 et 1993.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	$e^{r.x}$	$kC(x,t).e^{r.x}$	$p(x,t)$	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	2939	0,07225	1,0749	3159	10000	51386
5-9	7,5	2685	0,21675	1,2420	3335	10554	51582
10-14	12,5	2219	0,36125	1,4351	3184	10078	46697
15-19	17,5	1639	0,50575	1,6582	2717	8600	44193
20-24	22,5	1497	0,65025	1,9160	2868	9077	47505
25-29	27,5	1416	0,79475	2,2139	3136	9925	54681
30-34	32,5	1476	0,93925	2,5581	3775	11947	59116
35-39	37,5	1251	1,08375	2,9557	3696	11699	59607
40-44	42,5	1123	1,22825	3,4152	3837	12144	58399
45-49	47,5	898	1,37275	3,9462	3544	11216	59513
50-54	52,5	872	1,51725	4,5597	3978	12589	61830
55-59	57,5	728	1,66175	5,2685	3836	12143	55134
60-64	62,5	514	1,80625	6,0876	3131	9911	43871
65-69	67,5	343	1,95075	7,0340	2413	7637	33501
70-74	72,5	224	2,09525	8,1275	1821	5763	21426
75-79	77,5	94	2,23975	9,3910	887	2807	14013
80-84	82,5	81	2,38425	10,8509	884	2798	6994
85-89	87,5	0	2,52875	12,5378	0	0	0
Total							769446
Espérance de vie à 2,5 ans							76,94

Tableau n°15.D : Gabon. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x,t).e^{r.x}/n$ ($r=0,0266$, $n=0,0161$) à la population féminine entre 1969-1970 et 1993.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x,t)	r.x	$e^{r.x}$	$kC(x,t).e^{r.x}$	$p(x,t)$	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	2812	0,0665	1,0688	3006	10000	51224
5-9	7,5	2582	0,1995	1,2208	3153	10489	50459
10-14	12,5	2089	0,3325	1,3944	2914	9694	46317
15-19	17,5	1667	0,4655	1,5928	2655	8833	45856
20-24	22,5	1571	0,5985	1,8194	2858	9510	48760
25-29	27,5	1445	0,7315	2,0782	3004	9994	54265
30-34	32,5	1483	0,8645	2,3738	3520	11712	56273
35-39	37,5	1197	0,9975	2,7115	3245	10797	55434
40-44	42,5	1104	1,1305	3,0972	3419	11376	55174
45-49	47,5	908	1,2635	3,5378	3214	10693	58582
50-54	52,5	948	1,3965	4,0410	3829	12740	59617
55-59	57,5	723	1,5295	4,6159	3338	11107	53327
60-64	62,5	583	1,6625	5,2725	3073	10224	45150
65-69	67,5	391	1,7955	6,0225	2355	7836	34831
70-74	72,5	266	1,9285	6,8792	1832	6096	22297
75-79	77,5	108	2,0615	7,8577	848	2823	16167
80-84	82,5	122	2,1945	8,9755	1095	3644	9110
85-89	87,5	0	2,3275	10,2523	0	0	0
							762842
Espérance de vie à 2,5 ans							76,28

c RCA

Tableau n°16.D : RCA. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x).e^{r.x/n}$ ($r=0,022$ et $n=0,19$) à la population masculine entre 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x)	r.x	$e^{r.x}$	$kC(x).e^{r.x}$	$p(x,t)$	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3448	0,055	1,0565	3643	10000	50465
5-9	7,5	3147	0,165	1,1794	3711	10186	47771
10-14	12,5	2469	0,275	1,3165	3251	8922	42150
15-19	17,5	1968	0,385	1,4696	2892	7937	36960
20-24	22,5	1521	0,495	1,6405	2494	6846	34988
25-29	27,5	1422	0,605	1,8313	2604	7149	33885
30-34	32,5	1142	0,715	2,0442	2334	6405	32664
35-39	37,5	1063	0,825	2,2819	2427	6660	31502
40-44	42,5	850	0,935	2,5472	2164	5940	31486
45-49	47,5	853	1,045	2,8434	2424	6654	30288
50-54	52,5	627	1,155	3,1740	1990	5461	28326
55-59	57,5	604	1,265	3,5431	2138	5869	24460
60-64	62,5	361	1,375	3,9551	1426	3915	17912
65-69	67,5	268	1,485	4,4150	1184	3250	16877
70-74	72,5	259	1,595	4,9283	1275	3501	8752
75-79	77,5	0	1,705	5,5014	0	0	0
Total							392389
Espérance de vie à 2,5 ans							39,24

Tableau n°17.D : RCA. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x).e^{r.x/n}$ ($r=0,019$ et $n=0,0183$) à la population féminine entre 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	kC(x)	r.x	$e^{r.x}$	$kC(x).e^{r.x}$	$p(x,t)$	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	2,5	3320	0,0475	1,0486	3482	10000	49074
5-9	7,5	2908	0,1425	1,1532	3353	9629	43068
10-14	12,5	2086	0,2375	1,2681	2646	7598	39415
15-19	17,5	2039	0,3325	1,3944	2844	8168	38314
20-24	22,5	1625	0,4275	1,5334	2492	7158	37520
25-29	27,5	1621	0,5225	1,6862	2733	7851	35729
30-34	32,5	1210	0,6175	1,8543	2243	6441	34197
35-39	37,5	1236	0,7125	2,0391	2520	7238	32963
40-44	42,5	924	0,8075	2,2423	2071	5948	31744
45-49	47,5	953	0,9025	2,4658	2350	6750	29879
50-54	52,5	668	0,9975	2,7115	1811	5202	25971
55-59	57,5	606	1,0925	2,9817	1806	5187	20866
60-64	62,5	336	1,1875	3,2789	1100	3160	14339
65-69	67,5	249	1,2825	3,6056	897	2576	12703
70-74	72,5	220	1,3775	3,9650	872	2505	6263
75-79	77,50	0	1,4725	4,3601	0	0	0
Total							402970
espérance de vie à 2,5 ans							40,30

2 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance fonction de l'âge

a Congo

Tableau n°18.D : Congo. Calcul de la table de survie de la population masculine par groupe d'âges de 5 ans entre 1974 et 1984, par la formule (30) avec un taux de croissance par âge différent pour chaque groupe d'âges.

Groupe d'âge (a. r.)	Population en 1974	Population en 1984	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpolation pour l'âge exact	(5) ^Y (12)	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)							
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
0-4	122831	161692	2,5	142262	38861	252	252	1258	1,1340				
5-9	101445	143258	7,5	122352	41813	315	566	2831	1,3272	5	1,23063	150570	10000
10-14	79128	122053	12,5	100591	42925	393	959	4796	1,6154	10	1,47132	148001	9829
15-19	57697	102811	17,5	80254	45114	518	1477	7384	2,0926	15	1,85398	148789	9882
20-24	41653	83831	22,5	62742	42178	619	2096	10479	2,8516	20	2,47210	155105	10301
25-29	36469	65957	27,5	51213	29488	530	2626	13130	3,7173	25	3,28446	168207	11171
30-34	32812	48211	32,5	40512	15399	350	2976	14880	4,4282	30	4,07275	164993	10958
35-39	33065	40203	37,5	36634	7138	179	3155	15777	4,8438	35	4,63603	169836	11280
40-44	28635	33463	42,5	31049	4828	143	3299	16493	5,2033	40	5,02358	155977	10359
45-49	25581	32479	47,5	29030	6898	219	3517	17587	5,8049	45	5,50410	159784	10612
50-54	21534	25562	52,5	23548	4028	158	3675	18375	6,2805	50	6,04269	142293	9450
55-59	20136	21154	57,5	20645	1018	45	3720	18602	6,4247	55	6,35262	131150	8710
60-64	15252	16707	62,5	15980	1455	84	3804	19021	6,6998	60	6,56226	104862	6964
65-69	8503	13056	67,5	10780	4553	389	4193	20965	8,1380	65	7,41888	79972	5311
70-74	5136	8766	72,5	6951	3630	481	4674	23370	10,3499	70	9,24393	64255	4267
75-79	717	3546	77,5	2132	2829	1222	5896	29480	19,0686	75	14,70923	31353	2082
80-84	515	2223	82,5	1369	1708	1149	7045	35225	33,8675	80	26,46803	36235	2407
Total	631109	924972		778041		348							

Sources :
Congo, RGPH 1974 et 1984.

Tableau n°19.D : Congo. Calcul de la table de survie de la population féminine par groupe d'âges de 5 ans entre 1974 et 1984, par la formule (30) avec un taux de croissance différent pour chaque groupe d'âges.

Groupe d'âge (a. a. l.)	Population 1974	Population 1984	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpolation pour l'âge exact	(5) ⁽¹²⁾	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)							
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
0-4	121890	160075	2,5	140983	38185	249	249	1247	1,1328				
5-9	101020	142929	7,5	121975	41909	316	566	2829	1,3270	5	1,22988	150015	10000
10-14	76147	123123	12,5	99635	46976	434	1000	5000	1,6487	10	1,48781	148238	9882
15-19	63055	108483	17,5	85769	45428	488	1488	7438	2,1040	15	1,87631	160929	10728
20-24	50352	88395	22,5	69374	38043	505	1993	9963	2,7082	20	2,40609	166919	11127
25-29	43421	70566	27,5	56994	27145	439	2431	12156	3,3722	25	3,04024	173274	11550
30-34	35915	53231	32,5	44573	17316	358	2789	13944	4,0327	30	3,70248	165031	11001
35-39	38972	43845	37,5	41409	4873	108	2897	14486	4,2572	35	4,14497	171637	11441
40-44	34548	34716	42,5	34632	168	4	2902	14509	4,2668	40	4,26200	147601	9839
45-49	31644	35979	47,5	33812	4335	118	3020	15099	4,5262	45	4,39648	148651	9909
50-54	27950	31118	52,5	29534	3168	99	3119	15593	4,7553	50	4,64077	137060	9136
55-59	22978	26588	57,5	24783	3610	134	3253	16263	5,0852	55	4,92027	121939	8128
60-64	16568	22540	62,5	19554	5972	281	3534	17669	5,8529	60	5,46907	106942	7129
65-69	9839	15727	67,5	12783	5888	424	3958	19790	7,2356	65	6,54428	83655	5576
70-74	6590	10436	72,5	8513	3846	416	4374	21870	8,9086	70	8,07209	68718	4581
75-79	786	4396	77,5	2591	3610	1283	5657	28285	16,9199	75	12,91424	33461	2231
80-84	686	3093	82,5	1890	2407	1173	6830	34150	30,4167	80	23,66831	44721	2981
Total	682361	975240		828801		325							

Sources :
Congo, RGPH, 1974 et 1984.

b Gabon

Tableau n°20.D : Gabon. Calcul de la table de survie de la population masculine entre 1960-1961 et 1969-1970 par la formule (30) par l'utilisation d'un taux de croissance différence pour chaque groupe d'âges.

Groupe d'âge (a. a. r.)	Population en 1960-1961	Population en 1969-1970	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpolation pour l'âge exact	(5) ^{*(12)}	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	N a. v.
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)								
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
0-4	26371	34093	2,5	30232	7722	300	300	1502	1,1621					
5-9	23123	31268	7,5	27196	8145	352	653	3264	1,3860	5	1,27406	34649	10000	48627
10-14	18416	24762	12,5	21589	6346	346	999	4993	1,6476	10	1,51681	32747	9451	41695
15-19	10444	16141	17,5	13293	5697	504	1503	7514	2,1201	15	1,88384	25041	7227	40957
20-24	13716	15268	22,5	14492	1552	126	1629	8144	2,2579	20	2,18899	31723	9156	47223
25-29	15471	14795	27,5	15133	-676	-53	1576	7882	2,1994	25	2,22863	33726	9734	52191
30-34	14105	18323	32,5	16214	4218	306	1882	9412	2,5630	30	2,38119	38609	11143	58896
35-39	17380	16626	37,5	17003	-754	-52	1830	9151	2,4970	35	2,53004	43018	12415	60692
40-44	16101	16550	42,5	16326	449	32	1863	9313	2,5378	40	2,51740	41098	11861	56008
45-49	16783	13709	47,5	15246	-3074	-237	1625	8127	2,2539	45	2,39585	36527	10542	48666
50-54	10523	14407	52,5	12465	3884	367	1992	9960	2,7073	50	2,48064	30921	8924	43082
55-59	7978	11196	57,5	9587	3218	395	2387	11934	3,2983	55	3,00284	28788	8309	37451
60-64	5793	7285	62,5	6539	1492	268	2655	13276	3,7721	60	3,53523	23117	6672	28464
65-69	3519	4512	67,5	4016	993	291	2946	14731	4,3627	65	4,06743	16333	4714	19581
70-74	2340	2511	72,5	2426	171	83	3029	15146	4,5475	70	4,45511	10806	3119	9923
75-79	989	533	77,5	761	-456	-705	2324	11621	3,1966	75	3,87205	2947	850	3934
80-84	1204	642	82,5	923	-562	-716	1608	8039	2,2343	80	2,71546	2506	723	1808
85-89	0	0	87,5	0	0	0	1608	8039	2,2343	85	2,23430	0	0	
Total	204256	242621		223439		202								599199
Espérance de vie à 7,5 ans														60

a. a. r. = âge en années révolues, N a v= nombre d'années vécues

Source :

Gabon, Enquête et recensement 1960-1961, Recensement 1969-1970.

Tableau n°21.D : Gabon. Calcul de la table de survie de la population féminine entre 1960-1961 et 1969-1970 par la formule (30) par l'utilisation d'un taux de variation différent pour chaque groupe d'âges.

Groupe d'âge (a.a.r.)	Population en 1960-1961	Population en 1969-1970	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	e ^A	Age de e ^A	Interpo- lation pour l'âge exact	(5) ^x (12)	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	N. a. v.
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)								
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
0-4	27252	34596	2,5	30924	7344	279	279	1397	1,1499					
5-9	21889	31928	7,5	26909	10039	439	718	3592	1,4321	5	1,29102	34739	10000	47717
10-14	14584	23479	12,5	19032	8895	550	1268	6341	1,8853	10	1,65871	31568	9087	45043
15-19	12728	17263	17,5	14996	4535	356	1624	8120	2,2524	15	2,06884	31023	8930	49796
20-24	17571	16782	22,5	17177	-789	-54	1570	7850	2,1923	20	2,22235	38172	10988	55464
25-29	20634	16917	27,5	18776	-3717	-233	1337	6685	1,9513	25	2,07183	38900	11198	58713
30-34	21355	22009	32,5	21682	654	35	1373	6863	1,9863	30	1,96879	42687	12288	60273
35-39	25339	19297	37,5	22318	-6042	-318	1054	5270	1,6938	35	1,84005	41066	11821	54086
40-44	20034	20150	42,5	20092	116	7	1061	5304	1,6996	40	1,69673	34091	9813	44402
45-49	17149	16002	47,5	16576	-1147	-81	979	4897	1,6318	45	1,66571	27610	7948	38709
50-54	11917	16911	52,5	14414	4994	408	1387	6935	2,0007	50	1,81626	26180	7536	34016
55-59	9339	10827	57,5	10083	1488	174	1561	7803	2,1821	55	2,09143	21088	6070	27874
60-64	7355	8264	62,5	7810	909	137	1698	8488	2,3368	60	2,25947	17645	5079	21206
65-69	5016	5070	67,5	5043	54	13	1710	8551	2,3516	65	2,34417	11822	3403	13601
70-74	3127	2979	72,5	3053	-148	-57	1653	8266	2,2854	70	2,31850	7078	2038	6792
75-79	2191	564	77,5	1378	-1627	-1390	264	1318	1,1409	75	1,71315	2360	679	2610
80-84	1858	845	82,5	1352	-1013	-882	-618	-3091	0,7341	80	0,93747	1267	365	912
85-89	0	0		0	0		-618	-3091	0,7341	85	0,73409	0	0	0
Total	239338	263883		251611		115								561215
Espérance de vie à 7,5 ans														56,12

Source :
Gabon, Enquête et recensement 1960-1961, Recensement 1969-1970.

d RCA

Tableau n°22.D : RCA. Calcul de la table de survie de la population masculine par la formule (30) par l'utilisation d'un taux de variation moyen différent pour chaque groupe d'âges entre 1975 et 1988.

Groupe d'âge (a. r.)	Population en 1975	Population en 1988	Age exact	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	eA	Age de eA	Interpolation pour l'âge exact	(5)*(12)	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	N. a. v.
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)								
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
0-4	149092	232837	2,5	190965	83745	337	337	1687	1,1837					
5-9	144025	200535	7,5	172280	56510	252	590	2948	1,3429	5	1,26331	217643	10000	47207
10-14	113423	156762	12,5	135093	43339	247	836	4182	1,5192	10	1,43107	193327	8883	42993
15-19	84920	133100	17,5	109010	48180	340	1176	5882	1,8008	15	1,66000	180957	8314	41661
20-24	55109	118552	22,5	86831	63443	562	1738	8692	2,3851	20	2,09291	181729	8350	45560
25-29	56536	103435	27,5	79986	46899	451	2189	10947	2,9884	25	2,68674	214900	9874	49158
30-34	46605	81194	32,5	63900	34589	416	2606	13029	3,6801	30	3,33425	213057	9789	49462
35-39	52584	61934	37,5	57259	9350	126	2731	13657	3,9186	35	3,79936	217548	9996	46629
40-44	40907	51138	42,5	46023	10231	171	2902	14512	4,2684	40	4,09353	188394	8656	43638
45-49	45573	44551	47,5	45062	-1022	-17	2885	14425	4,2314	45	4,24989	191508	8799	39400
50-54	29749	38373	52,5	34061	8624	195	3080	15399	4,6641	50	4,44774	151495	6961	34614
55-59	31753	32293	57,5	32023	540	13	3093	15464	4,6945	55	4,67931	149846	6885	29586
60-64	14220	26402	62,5	20311	12182	461	3554	17771	5,9125	60	5,30350	107719	4949	23343
65-69	11674	17991	67,5	14833	6317	328	3882	19409	6,9648	65	6,43868	95502	4388	10970
70-74	8082	20269	72,5	14176	12187	661	4543	22715	9,6943	70	8,32956	118076	5425	13563
75-79	0	0	77,5	0									0	0
Total	884252	1319366		1101809		304								517784
Espérance de vie à 7,5 ans														51,78

Source :

RCA, RGPH 1975 et 1988.

Tableau n°23.D : RCA. Calcul de la table de survie de la population féminine par la formule (30) par l'utilisation d'un taux de variation moyen différent pour chaque groupe d'âges, entre 1975 et 1988.

Groupe d'âge (a.a.r.)	Population en 1975	Population en 1988	Age exact (4)	Population moyenne	Variation		Variation relative cumulée	Variation relative cumulée multipliée par 5	eA	Age de eA	Interpolation pour l'âge exact	(5) ¹²	Probabilité de survie pour 10000 à 7,5 ans	N. a. v.
					Variation absolue	Variation relative (pour 10000)								
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)
0-4	152077	232234	2,5	192156	80157	321	321	1604	1,1740					
5-9	136458	198568	7,5	167513	62110	285	606	3030	1,3540	5	1,26400	211737	10000	45689
10-14	97900	142495	12,5	120198	44595	285	891	4457	1,5617	10	1,45782	175226	8276	44456
15-19	92646	143763	17,5	118205	51117	333	1224	6121	1,8442	15	1,70295	201296	9507	47701
20-24	64934	127532	22,5	96233	62598	500	1725	8623	2,3685	20	2,10637	202703	9573	52501
25-29	74016	113715	27,5	93866	39699	325	2050	10249	2,7869	25	2,57769	241956	11427	53790
30-34	54678	85644	32,5	70161	30966	340	2389	11947	3,3025	30	3,04469	213618	10089	51946
35-39	69036	68314	37,5	68675	-722	-8	2381	11906	3,2892	35	3,29583	226341	10690	47611
40-44	48005	56278	42,5	52142	8273	122	2503	12517	3,4961	40	3,39265	176898	8355	42553
45-49	53771	51915	47,5	52843	-1856	-27	2476	12381	3,4492	45	3,47268	183507	8667	38380
50-54	31859	44872	52,5	38366	13013	261	2737	13686	3,9299	50	3,68954	141551	6685	32779
55-59	32375	35607	57,5	33991	3232	73	2810	14052	4,0762	55	4,00305	136068	6426	27470
60-64	12220	28059	62,5	20140	15839	605	3415	17077	5,5160	60	4,79614	96592	4562	21823
65-69	10950	18041	67,5	14496	7091	376	3792	18958	6,6579	65	6,08699	88234	4167	22478
70-74	6799	18486	72,5	12643	11687	711	4503	22514	9,5006	70	8,07928	102142	4824	12060
75-79	0	0	77,5	0						75				0
Total	937724	1365523		1151624		286								541237
Espérance de vie à 7,5 ans														54,12
<i>Source :</i>														
RCA, RGPH 1975 et 1988.														

3 L'utilisation des décès pour estimer les probabilités de survie a Les décès non corrigés

Tableau n°24.D : Gabon. Application de la formule (60) à la population masculine pour la période 1960-1961/1969-1970. (r=0,0206 pour les hommes et $x_0=7,5$ ans).

Groupe d'âges (a. r.)	Age central (x)	Décès observés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{r(t)x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{r(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0-4	2,5	1907	2406							
5-9	7,5	360	454	91	106	4292	53	4239	10000	49468
10-14	12,5	228	288	58	74	4186	37	4149	9787	48474
15-19	17,5	227	286	57	82	4112	41	4071	9602	47412
20-24	22,5	303	382	76	122	4030	61	3969	9362	46057
25-29	27,5	302	381	76	134	3908	67	3841	9060	44401
30-34	32,5	348	439	88	172	3774	86	3688	8700	42432
35-39	37,5	348	439	88	190	3602	95	3507	8273	39993
40-44	42,5	455	574	115	276	3412	138	3274	7724	36908
45-49	47,5	454	573	115	305	3137	152	2984	7039	33152
50-54	52,5	522	659	132	388	2832	194	2638	6222	28695
55-59	57,5	521	657	131	430	2443	215	2228	5256	23513
60-64	62,5	557	703	141	509	2014	255	1759	4149	17580
65-69	67,5	556	702	140	564	1504	282	1222	2883	9981
70-74	72,5	837	1056	211	941	941	470	470	1109	2773
75-79	77,5	0	0	0	0	0	0	0		0
Total		7925	10000		4292					470840
Espérance de vie à 7,5 ans										47,08

Tableau n°25.D : Gabon. Application de la formule (60) à la population féminine pour la période 1960-1961/1969-1970. (r=0,012 et $x_0=7,5$ ans).

Groupe d'âges (a. r. < ;)	Age central (x)	Décès observés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{r(t)x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{r(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
0-4	2,5	1320	2544							
5-9	7,5	224	432	86	94	2625	47	2578	10000	49051
10-14	12,5	226	436	87	101	2531	51	2480	9620	47092
15-19	17,5	225	434	87	107	2429	54	2376	9217	45113
20-24	22,5	184	355	71	93	2322	46	2276	8829	43218
25-29	27,5	183	353	71	98	2230	49	2180	8458	41158
30-34	32,5	238	459	92	136	2131	68	2064	8005	38671
35-39	37,5	238	459	92	144	1996	72	1924	7463	35690
40-44	42,5	298	574	115	191	1852	96	1756	6813	32153
45-49	47,5	298	574	115	203	1661	102	1559	6048	28111
50-54	52,5	326	628	126	236	1458	118	1340	5196	23623
55-59	57,5	326	628	126	251	1222	125	1096	4253	18968
60-64	62,5	273	526	105	223	971	111	860	3335	14450
65-69	67,5	272	524	105	236	748	118	630	2445	8598
70-74	72,5	557	1074	215	513	513	256	256	994	2485
75-79	77,5	0	0	0	0	0	0	0		0
Total		5188	10000		2625					428381
Espérance de vie à 7,5 ans										42,84

b L'utilisation des décès corrigés par une variante de l'équation fondamentale de la dynamique des populations

Rappelons l'équation fondamentale de la dynamique des populations qui est la relation (37) du texte principal.

$$P_t = P_{t-n} + B - D$$

Si au lieu de nous intéresser à la population totale, nous nous intéressons à un groupe d'âges, la relation (37) du texte principal devient

$$P_t(x+) = P_{t-n}(x+) + N(x) - D(x+) \quad (1)$$

$P_{t-n}(x+)$ et $P_t(x+)$ sont les effectifs des personnes de x années et plus aux dates $t-n$ et t ;

$N(x)$ est l'effectif des personnes qui atteignent l'âge x entre les deux recensements ;

$D(x+)$ représente les décès des personnes d'âge x et plus survenus dans la période intercensitaire.

On divise les deux membres de la relation (1) par le nombre de personnes-années survivant pendant la période intercensitaire des personnes de x années et plus. En réarrangeant l'expression (1), on obtient :

$$D(x+) = N(x) - [P_t(x+) - P_{t-n}(x+)]$$

Le nombre de personnes-années est approché par la formule :

$$PLY(x+) = n[P_{t-n}(x+).P_t(x+)]^{0,5} \quad (2) \quad (\text{PYL=person year lived})$$

où n est la durée de la période intercensitaire.

N est estimée par la relation :

$$N(x) = n.0,2[P_{t-n}(x-5,5).P_t(x,5)]^{0,5} \quad (3)$$

En rapportant le nombre moyen de personnes entre deux opérations de collecte, on obtient :

$$d(x+) = n(x) - r(x+) \quad (4)$$

où $n(x)$ est le taux de variation, $r(x+)$ est le taux de croissance, $d(x+)$ le taux de mortalité de la population d'âge x et plus.

La relation (4) est basée sur des grandeurs « théoriques », or il faut utiliser celles qui sont issues de l'observation. Ainsi, si on notait k_1 et k_2 des coefficients déterminants la complétude des effectifs de la population par âge de deux recensements, et dans le même temps si on notait c le coefficient traduisant la complétude de l'enregistrement des décès, les grandeurs observées sont proportionnelles aux grandeurs vraies en proportion k (pour les effectifs) et c pour les décès.

$$P^*_{t-n}(x+) = k_1 P_{t-n}(x+) \quad (5)$$

$$P^*_t(x+) = k_2 P_t(x+) \quad (6)$$

$$D^*(x+) = cD(x+) \quad (7)$$

Pour tout x , $P^*_{t-n}(x+)$, $P^*_t(x+)$ et $D^*(x+)$ sont respectivement les valeurs observées de $P_{t-n}(x+)$, $P_t(x+)$ et $D(x+)$. Il nous reste à substituer les grandeurs observées par les valeurs « théoriques ».

Commençons par la relation (2).

$$PLY(x+) = n[P_{t-n}(x+).P_t(x+)]^{0.5} = \frac{n[P^*_{t-n}(x+)P^*_t(x+)]^{0.5}}{(k_1.k_2)^{0.5}}$$

$$\Rightarrow PLY(x+) = PLY^*(x+)/(k_1.k_2)^{0.5} \quad (8)$$

De la même façon on estime la valeur observée de $N(x+)$.

$$N(x+) = N^*(x)/(k_1.k_2)^{0.5} \quad (9)$$

$$\text{Par la suite : } n(x) = n^*(x) \quad (10)$$

Et $r(x+)$ est exprimé au moyen des logarithmes népériens des effectifs de la population :

$$r(x+) = \frac{\ln[P_t(x+)/P_{t-n}(x+)]}{t} \quad (11)$$

$$r(x+) = \frac{\ln\left[\frac{(P^*_t(x+)/k_2)}{(P^*_{t-n}(x+)/k_1)}\right]}{t} \Rightarrow r(x+) = \frac{\ln\left[\frac{P^*_t(x+) k_1}{P^*_{t-n}(x+) k_2}\right]}{t}$$

$$\Rightarrow r(x+) = \frac{1}{t} \ln\left[\frac{P^*_t(x+)}{P^*_{t-n}(x+)}\right] + \frac{1}{t} \ln\left(\frac{k_1}{k_2}\right) = r^*(x+) + \frac{1}{t} \ln\left(\frac{k_1}{k_2}\right) \quad (12)$$

Il reste à substituer les décès observés. Nous commençons par exprimer le taux de mortalité $d(x+)$.

$$d(x+) = \left[\frac{D^*(x+)/c}{PLY^*(x+)/(k_1.k_2)^{0.5}} \right] \quad (13)$$

$$d(x+) = d^*(x+)[(k_1.k_2)^{0.5}/c] \quad (14)$$

$d(x+)$, $n(x+)$ et $r(x+)$ peuvent être remplacés dans la relation (4). Cela donne :

$$d(x+) = n(x) - r(x+) \Leftrightarrow n(x) - \left[r^*(x+) + \frac{1}{t} \ln(k_1 / k_2) \right] = d^*(x+) \left[(k_1 k_2)^{0.5} / c \right] \quad (15)$$

Sachant que $n(x+) = n^*(x+)$, nous pouvons réécrire l'expression (15).

$$n^*(x+) - r^*(x+) = \frac{1}{t} \ln(k_1 / k_2) + d^*(x+) \left[(k_1 k_2)^{0.5} / c \right] \quad (16)$$

En posant $a = \left[(k_1 k_2)^{0.5} / c \right]$ (17) et $b = \frac{1}{t} \ln(k_1 / k_2)$ (17), la relation (16) devient :

$$n^*(x+) - r^*(x+) = a d^*(x+) + b \quad (18)$$

La relation (18) a la forme de l'équation d'une droite $y = ax + b$. Les coefficients a et b peuvent être estimés au moyen d'une regression linéaire.

Résultats de l'application sur les données de la RCA

Tableau n°26.D : RCA. Application de "The general growth balance method" à la population masculine. 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age	Effectifs 1975 $P_{t;n}(x)$	Effectifs 1988 $P_t(x)$	Décès de la période intercensitaire $D(x)$	Effectifs cumulés 1975 $P_{t;n}(x+)$	Effectifs cumulés 1988 $P_t(x+)$	Décès cumulés $D(x+)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	0	149092	213367	6002	884252	1210733	14260
5-9	5	144025	183766	662	735160	997366	8258
10-14	10	113423	143653	397	591135	813600	7596
15-19	15	84920	121971	389	477712	669947	7199
20-24	20	55109	108638	427	392792	547976	6810
25-29	25	56536	94786	511	337683	439338	6383
30-34	30	46605	74405	468	281147	344552	5872
35-39	35	52584	56755	462	234542	270147	5404
40-44	40	40907	46861	465	181958	213392	4942
45-49	45	45573	40826	648	141051	166531	4477
50-54	50	29749	35164	681	95478	125705	3829
55-59	55	31753	29593	573	65729	90541	3148
60-64	60	14220	24193	688	33976	60948	2575
65-69	65	11674	16486	529	19756	36755	1887
70 et +	70	8082	20269	1358	8082	20269	1358
Total		884252	1210733	14260			

Suite tableau n° 26.D

Groupe d'âges	Personnes-années au dessus de x $PLY(x+)$	Nombre de personnes atteignant l'âge x $N(x)$	Taux de variation des effectifs d'âge x et plus $n(x+)$	Taux de croissance de la population d'âge x $r(x+)$	Taux de mortalité par âge x et au delà $d(x+)$	Différence entre taux de variation et de croissance d'âge x et plus $n(x+)-r(x+)$
(1)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
0-4	13451031			0,02427	0,00106	
5-9	11131702	430361	0,03866	0,02355	0,00074	0,01511
10-14	9015549	373981	0,04148	0,02468	0,00084	0,01681
15-19	7354390	305810	0,04158	0,02614	0,00098	0,01544
20-24	6031224	249729	0,04141	0,02573	0,00113	0,01568
25-29	5007228	187913	0,03753	0,02030	0,00127	0,01723
30-34	4046108	168631	0,04168	0,01567	0,00145	0,02601
35-39	3272305	133719	0,04086	0,01088	0,00165	0,02998
40-44	2561639	129064	0,05038	0,01227	0,00193	0,03811
45-49	1992411	106253	0,05333	0,01279	0,00225	0,04054
50-54	1424201	104082	0,07308	0,02122	0,00269	0,05186
55-59	1002870	77144	0,07692	0,02474	0,00314	0,05218
60-64	591574	72063	0,12182	0,04559	0,00435	0,07622
65-69	350309	39809	0,11364	0,04853	0,00539	0,06511
70 et +	166387			0,07324	0,00816	
Total						

Tableau n°27.D : RCA. Application de "The general growth balance method" à la population féminine. 1975 et 1988.

Groupe d'âges (a. a. r.)	Age	Effectifs 1975 $P_{t-n}(x)$	Effectifs 1988 $P_t(x)$	Décès de la période intercensitaire $D(x)$	Effectifs cumulés 1975 $P_{t-n}(x+)$	Effectifs cumulés 1988 $P_t(x+)$	Décès cumulés $D(x+)$
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
0-4	0	152077	212815	4973	937724	1252883	12456
5-9	5	136458	181963	536	785647	1040068	7483
10-14	10	97900	130580	328	649189	858105	6947
15-19	15	92646	131741	478	551289	727525	6619
20-24	20	64934	116868	529	458643	595784	6141
25-29	25	74016	104206	568	393709	478916	5612
30-34	30	54678	78482	508	319693	374710	5044
35-39	35	69036	62601	486	265015	296228	4536
40-44	40	48005	51573	504	195979	233627	4050
45-49	45	53771	47574	530	147974	182054	3546
50-54	50	31859	41120	516	94203	134480	3016
55-59	55	32375	32629	436	62344	93360	2500
60-64	60	12220	25712	607	29969	60731	2064
65-69	65	10950	16533	429	17749	35019	1457
70 et +	70	6799	18486	1028	6799	18486	1028
Total		937724	1252883	12456			

Suite du tableau n° 27.D

Groupe d'âges	Personnes-années au dessus de x $PLY(x+)$	Nombre de personnes atteignant l'âge x $N(x)$	Taux de variation des effectifs d'âge x et plus $n(x+)$	Taux de croissance de la population d'âge x $r(x+)$	Taux de mortalité par âge x et au delà $d(x+)$	Différence entre taux de variation et de croissance d'âge x et plus $n(x+)-r(x+)$
(1)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
0-4	14090815			0,02237	0,00088	
5-9	11751355	432511	0,03681	0,02165	0,00064	0,01515
10-14	9702846	347065	0,03577	0,02153	0,00072	0,01424
15-19	8232978	295274	0,03586	0,02141	0,00080	0,01446
20-24	6795558	270542	0,03981	0,02018	0,00090	0,01963
25-29	5644958	213873	0,03789	0,01509	0,00099	0,02279
30-34	4499431	198162	0,04404	0,01223	0,00112	0,03181
35-39	3642434	152114	0,04176	0,00857	0,00125	0,03319
40-44	2781696	155139	0,05577	0,01353	0,00146	0,04224
45-49	2133714	124251	0,05823	0,01597	0,00166	0,04226
50-54	1463203	122257	0,08355	0,02753	0,00206	0,05603
55-59	991793	83828	0,08452	0,03127	0,00252	0,05325
60-64	554606	75015	0,13526	0,05547	0,00372	0,07979
65-69	324102	36956	0,11403	0,05329	0,00450	0,06074
70 et +	145743			0,08019	0,00705	
Total						

Tableau n°28.D : RCA. Application de la formule (30) à la population masculine, avec les données ajustées, pour la période 1975-1988. ($r=0,0307$, $x_0=7,5$ ans).

Groupes d'âges (a. r.)	Age central (x)	Décès ajustés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{r(t)x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w hd(x,t)e^{r(t)x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues	Fonction de survie obtenue par la formule (30)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0-4	2,5	78974	4209								
5-9	7,5	8711	464	93	117	5551	58	5492	10000	49548	10000
10-14	12,5	5224	278	56	82	5434	41	5393	9819	48697	9112
15-19	17,5	5118	273	55	93	5352	47	5306	9660	47815	8435
20-24	22,5	5618	299	60	119	5259	60	5199	9466	46679	7573
25-29	27,5	6724	358	72	167	5139	83	5056	9205	45243	8224
30-34	32,5	6158	328	66	178	4973	89	4884	8892	43587	7665
35-39	37,5	6079	324	65	205	4795	102	4692	8543	41702	8285
40-44	42,5	6118	326	65	240	4590	120	4470	8138	39252	7688
45-49	47,5	8526	454	91	391	4349	195	4154	7563	35837	8954
50-54	52,5	8961	478	96	479	3959	239	3719	6772	31701	7649
55-59	57,5	7539	402	80	470	3480	235	3245	5909	26978	8548
60-64	62,5	9053	482	96	657	3010	329	2682	4883	21576	5939
65-69	67,5	6961	371	74	589	2353	295	2058	3748	13383	5126
70-74	72,5	17868	952	190	1764	1764	882	882	1606	4014	
75 et plus		0	0	0	0	0	0	0			
Total		187632	10000		5551					496011	
Espérance de vie à 7,5 ans										49,60	

N.B. : Le taux de croissance r a été recalculé après ajustement

Tableau n°29.D : RCA. Application de la formule (30) à la formule féminine pour la période 1975-1988. (r=0,0113, x₀=7,5 ans).

Groupes d'âges (a. a. r.)	Age central (x)	Décès ajustés	Composition par âge	$hd(x,t)$	$hd(x,t)e^{r(t).x}$	Cumul de la colonne précédente par le bas	Moitié de la colonne (6)	$\int_x^w h d(x,t) e^{r(t).x} dx$	Fonction de survie	Nombre d'années vécues	Fonction de survie obtenue par la formule (30)
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
0-4	2,5	71043	3992								
5-9	7,5	7657	430	86	94	1999	47	1952	10000	49012	10000
10-14	12,5	4686	263	53	61	1905	30	1875	9605	47036	8258
15-19	17,5	6829	384	77	94	1845	47	1798	9210	44748	9291
20-24	22,5	7557	425	85	110	1751	55	1696	8690	41950	8525
25-29	27,5	8114	456	91	124	1641	62	1579	8090	38901	9781
30-34	32,5	7257	408	82	118	1517	59	1458	7470	35832	8399
35-39	37,5	6943	390	78	119	1399	60	1340	6863	32714	9868
40-44	42,5	7200	405	81	131	1280	65	1215	6223	29343	8490
45-49	47,5	7571	425	85	146	1149	73	1076	5515	25681	10079
50-54	52,5	7371	414	83	150	1004	75	929	4758	21970	8135
55-59	57,5	6229	350	70	134	854	67	787	4030	18028	8485
60-64	62,5	8671	487	97	197	720	99	621	3181	13694	5417
65-69	67,5	6129	344	69	148	522	74	448	2297	8140	4619
70-74	72,5	14686	825	165	374	374	187	187	959	2398	
75 et plus		0	0	0	0	0	0	0		0	
Total		177943	10000		1999					409447	
Espérance de vie à 7,5 ans										40,94	

N.B. : Le taux de croissance r a été recalculé après ajustement

ANNEXE S

DOCUMENTS DE COLLECTE

Nous avons rassemblé, dans le tableau suivant, les documents de collecte relatifs aux opérations dont les données ont été utilisées au cours de ce travail.

Tableau récapitulatif selon la source, l'année de collecte et le pays

Pays et année de collecte/Opération de collecte	Cameroun				Congo				Gabon				
	1976	1987	1991	1998	2004	1960-1961	1974	1984	2005	1960-1961	1969/1970	1993	2000
Recensement ou enquête classique	<i>FMC+</i> <i>FMUH</i>	<i>FMC+</i> <i>FMUH</i>			<i>QF(R+MM)</i>	<i>FM</i>	<i>FM</i>	<i>FM*</i>		<i>FM</i>	<i>FM**</i>	<i>FM*</i>	
EDS			<i>QF</i>	<i>QF</i>	<i>QF</i>				<i>QF</i>				<i>QF</i>
Pays et année de collecte/Opération de collecte	RCA				Tchad								
	1959-1960	1975	1988	1994-1995	1964	1993	1996-1997	2004					
Recensement ou enquête classique	<i>FM</i>	<i>FM</i>	<i>FM</i>		<i>FM</i>	<i>FM</i>							
EDS				<i>QF</i>			<i>QF</i>	<i>QF</i>					
FMC=feuille de ménage collectif FMUH=feuille de ménage unité d'habitation QF= Questionnaire femme R=reproduction MM=mortalité maternelle * : feuille de ménage non disponible ** : feuille de ménage d'un recensement non validé par les autorités politiques													

Précisons que seul le questionnaire femme des EDS, est concerné. Compte tenu de son volume, nous limitons cette présentation aux parties concernant la reproduction et la mortalité maternelle. Par ailleurs, la structure des questionnaires des EDS étant unique quelque soit le pays parmi ceux que nous avons étudiés, le questionnaire d'un pays suffit. A titre d'exemple, l'EDS Cameroun 2004 a été choisie. Les questionnaires des pays participant au programme des EDS sont téléchargeables sur le site web www.measuredhs.com.

1 Cameroun

Recensement de 1976

DIRECTION DE LA STATISTIQUE
ET DE LA COMPTABILITÉ NATIONALE

BUREAU CENTRAL DU RECENSEMENT

RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION ET DE L'HABITAT

(Décret n° 73/757 du 6 décembre 1973)

IMPRIMÉ RG 3

FEUILLE DE « MÉNAGE COLLECTIF »

Province

Département

Arrondissement

Village ou ville

Code « zone de dénombrement »

N° de la structure

N° du ménage

Quartier:
(Hameau ou lieu-dit)

Nombre de feuilles utilisées dans ce ménage:

Feuille n°

Nom ou type de ménage collectif
.....

CONFIDENTIEL

Les données contenues dans ce document sont confidentielles et ne pourront être utilisées à des fins de poursuites judiciaires, de contrôle fiscal ou de répression économique. Tout défaut de réponse ou toute réponse inexacte sera puni conformément à l'article 7 de la loi n° 63/10 du 19 juin 1963 — (arrêté n° 28 CAB/PR du 1/2/74)

DIRECTION DE LA STATISTIQUE
ET DE LA COMPTABILITÉ NATIONALE

BUREAU CENTRAL DE RECENSEMENT

RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION ET DE L'HABITAT

(Décret n° 73/757 du 6 décembre 1973)

IMPRIMÉ RG 2

FEUILLE DE « MÉNAGE — UNITÉ D'HABITATION »

Localité

Province [] [] []
Département [] [] []
Arrondissement [] [] []
Code «zone de dénombrement» [] [] [] []
N° de la structure [] [] [] []
N° du ménage [] [] []
Nombre de noyaux familiaux [] [] []

Dépouillement préliminaire				
SEXE	RÉSIDENTS			VISITEURS
	Présents	absents	TOTAL	
Masculin				
Féminin				
TOTAL				

Feuille n° de

CONFIDENTIEL

Les données contenues dans ce document sont confidentielles et ne pourront être utilisées à des fins de poursuites judiciaires, de contrôle fiscal ou de répression économique. Tout défaut de réponse ou toute réponse inexacte sera puni conformément à l'article 7 de la loi n° 63/10 du 19 juin 1963 — (arrêté n° 28/CAB/PR du 01/2/74)

Date de passage :

Observations de l'agent recenseur :

Observations du

TOUTE LA POPULATION													POPULATION DE			
NOMS ET PRENOMS	LIEN DEPARTEMENT AVEC LE CHEF DE MENAGE	SEXE	DATE DE NAISSANCE	LIEU DE NAISSANCE	NATIONALITE	RESIDENCE HABITUELLE OU SEJOUR		LIEU DE RESIDENCE ANTERIEURE	NIVEAU D'INSTRUCTION	SITUATION D'ACTIVITE	PROFESSION	14	15	16	17	
						Lieu	Durée									
0 1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	12a	13			

LISTE A: MEMBRES DU MENAGE PRESENTS LA NUIT DU RECENSEMENT

LISTE B: VISITEURS PRESENTS LA NUIT DU RECENSEMENT

LISTE C: MEMBRES DU MENAGE ABSENTS LA NUIT DU RECENSEMENT

COLONNE 14

- ND = n'a pas été à l'école
- MAT = maternelle
- PR = école primaire
- POST = post primaire (sav, s.m., etc.)
- GEN = enseignement secondaire général
- TECH = enseignement secondaire technique
- EN = école normale
- ESS = école supérieure spécialisée
- UNIV = université

COLONNE 15

- CEPE = certificat d'études primaires
- FSLC = first school leaving certificate
- CAM = certificat d'aptitude professionnelle
- BEPC = brevet d'études du premier cycle
- RE = brevet élémentaire
- GCEDL = général certificate of education, ordinary level
- CATMEG = certificat d'aptitude aux fonctions de maître d'enseignement général
- CAPE = certificat d'aptitude pédagogique élémentaire
- PROB = probatoire
- BAC = baccalauréat
- BTS = brevet de technicien supérieur

ABRÉVIATIONS A UTILISER

- BSAEM = brevet supérieur d'aptitude à l'enseignement ménager
- GCCEL = général certificate of education, advanced level
- BSC = brevet supérieur de capacité
- MEP = maître d'enseignement populaire
- MEPS = maître d'éducation physique et sportive
- LIC = licence bachelier
- DES = diplôme d'études supérieures, master
- CARCEG = certificat d'aptitude au professorat des CEG
- ING = ingénieur
- MED = médecin
- CAPEP = certificat d'aptitude au professorat de l'enseignement secondaire
- CAPET = certificat d'aptitude au professorat de l'enseignement secondaire
- DOC = docteur, P.H.D

COLONNE 16

- WK = travailleur
- UM = travailleur temporairement
- UN = sans emploi ayant déjà travaillé
- LK = ménage
- RE = marié, veuf
- ST = étudiant, élève
- HAND = handicapé
- LDIT = oust

QUESTIONS SUR LA FÉCONDITÉ
(Interview des femmes âgées de 12 ans et plus)

N° d'ordre de la femme dans le ménage	Durant toute la vie féconde					
	ENFANTS EN VIE			ENFANTS NÉS VIVANTS AU TOTAL		
	Comptez tous les enfants en vie de la femme, i.e., ceux qui habitent dans le ménage et ceux qui sont hors du ménage.			Comptez tous les enfants qui sont nés vivants de chaque femme y compris ceux qui sont morts après la naissance.		
	21			22		
Masculin	Féminin	Total	Masculin	Féminin	Total	

ÉVÉNEMENTS SURVENUS DANS LE MÉNAGE AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS

Période du au

23 NAISSANCES			24 DÉCÈS	
Y a-t-il eu naissance dans ce ménage au cours de la période du au ?			Y a-t-il eu décès dans le ménage au cours de la période du au ?	
<input type="checkbox"/> OUI (mettez une croix dans la case correspondante)			<input type="checkbox"/> OUI (mettez une croix dans la case correspondante)	
<input type="checkbox"/> NON Si oui, précisez le sexe de l'enfant, le numéro d'ordre et l'âge de la mère.			<input type="checkbox"/> NON Si oui précisez	
N° d'ordre de la mère	Sexe de l'enfant	Age de la mère	Sexe du décédé	Age du décédé

QUESTIONS SUR L'HABITAT

25 — **Type de structure :** Encercler le n° correspondant au type de structure occupée par le ménage

- 1 — Case isolée
- 2 — Maison à plusieurs logements
- 3 — Villa moderne
- 4 — Immeuble d'appartements
- 5 — Concession : nombre de cases
- 6 — Autre

Caractéristiques de l'unité d'habitation (encercler un n° dans chaque colonne ; dans le cas d'une concession, prenez les caractéristiques physiques de la case principale)

26	27	28	29	30	31	32	33
En quels matériaux sont les murs ?	en quels matériaux est le toit ?	Comment est le sol ?	Quel est le nombre de pièces dans l'unité d'habitation ? <i>(Inscrivez le nombre total de pièces)</i>	Quel est le mode d'éclairage ?	Quel est le mode d'approvisionnement en eau ?	Quelle est le type d'aisance utilisé ?	Quel est le mode d'occupation ?
1 — Briques ou pierres 2 — Planches 3 — Carbot 4 — Terre 5 — Pisé 6 — Natte 7 — Autre	1 — Dur 2 — Tôle ou tuile 3 — Natte ou chaume 4 — Autre	1 — Cimenté 2 — Planché 3 — En terre 4 — Autre	<input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	1 — Électricité 2 — Pétrole 3 — Huile 4 — Traditionnel 5 — Autre	1 — Eau courante 2 — Borne fontaine 3 — Puits 4 — Source 5 — Marigot 6 — Autre	1 — Avec chasse d'eau 2 — Latrine 3 — Autre	1 — Location 2 — Propriété 3 — Gratuit 4 — Logé par l'employeur

Recensement de 1987

DEUXIEME RECENSEMENT GENERAL DE LA POPULATION ET DE L'HABITAT

(Décret N° 85/506 du 11 avril 1985)

IMPRIME RD2

QUESTIONNAIRE « MENAGE — UNITE D'HABITATION »

CONFIDENTIEL — LES INFORMATIONS CONTENUES DANS CE DOCUMENT SONT CONFIDENTIELLES ET NE POURRONT ETRE UTILISEES A DES FINS DE POURSUITE JUDICIAIRE, DE CONTROLE FISCAL OU DE REPRESSION ECONOMIQUE. TOUT DEFAUT DE REPONSE OU TOUTE REPONSE INEXACTE SERA PUNI CONFORMEMENT A LA LOI N° 63/017 DU 21 JUILLET 1983 RELATIVE AUX OBLIGATIONS ET SECRET EN MATIERE STATISTIQUE.

A. PROVINCE :	<input type="text"/>	1	B. DEPARTEMENT :	<input type="text"/>	2 3
C. ARRONDISSEMENT OU DISTRICT :	<input type="text"/>	4 6	D. VILLE OU VILLAGE :	<input type="text"/>	7 9
E. QUARTIER DE VILLE OU LOCALITE :	<input type="text"/>	10 11	F. N° DE LA ZONE DE DENOMBREMENT :	<input type="text"/>	12 14
G. N° DE LA STRUCTURE :	<input type="text"/>	15 17	H. N° DU MENAGE :	<input type="text"/>	18 19

NOMBRE TOTAL DE QUESTIONNAIRES UTILISES DANS CE MENAGE

QUESTIONNAIRE N°

RAPPELS IMPORTANTS A L'ATTENTION DE L'AGENT RECENSEUR

1. PRESENTATION

Présentez-vous poliment et entièrement en donnant votre nom, en montrant votre carte de travail, et en expliquant que vous êtes autorisés à poser quelques questions dans le cadre du Recensement Général de la Population et de l'Habitat. N'interrogez qu'une personne adulte dans chaque ménage, en l'absence du chef de ménage.

2. TENUE

Présentez-vous dans une tenue correcte et soyez courtois avec la population. Respectez les personnes que vous allez visiter.

3. REVISION DU QUESTIONNAIRE

N'oubliez pas de remplir la 4^e page de ce questionnaire. Après l'interview dans un ménage, revoyez le questionnaire pour vérifier qu'aucune information ne manque ou n'est incomplète, et assurez-vous qu'aucun résident n'a été oublié, avant de quitter le ménage.

4. RETOUR DANS LES MENAGES

Retournez dans les ménages où vous n'avez trouvé aucun adulte pour vous répondre. Informez-vous auprès des voisins sur le meilleur moment de retourner dans un ménage ainsi que sur toute autre information pertinente, et notez-le dans votre cahier de terrain.

5. RECAPITULATIONS

A la fin de chaque journée de travail, récapitulez le nombre de résidents sur la première feuille utilisée dans chaque ménage à l'aide du tableau prévu à cet effet. Lorsque toute la Z.D. a été couverte, reportez ces récapitulatifs sur la fiche appropriée, ainsi que le nombre de ménages recensés.

NOMBRE DE RESIDENTS DANS CE MENAGE

MASCULIN	FEMININ	TOTAL
<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>

POPULATION DE 3 ANS ET PLUS (NEE AVANT AVRIL 1984)		POPULATION DE 6 ANS ET PLUS (NEE AVANT AVRIL 1981)				POPULATION DE 11 ANS ET PLUS (NEE AVANT AVRIL 1976)		FEMMES DE 12 ANS ET PLUS (NEE AVANT AVRIL 1976)						
SURNOM DES PARENTS		INSTRUCTION		FREQUENTATION SCOLAIRE	SITUATION D'ACTIVITE	LIEU DE RESIDENCE AU REENSENTEMENT D'AVRIL 1976		ETAT MATRIMONIAL	ANALPHABETISME	NAISSANCES DES 12 DERNIERS MOIS				
PERE	MERE				Interrogés uniquement les personnes qui ont travaillé pendant la semaine de référence et ceux sans emploi ayant déjà travaillé. Pour toutes les autres personnes, légal un trait.	EMPLI	STATUT DANS L'EMPLOI	BRANCHE D'ACTIVITE						
Es-ce que... a été à l'école 751 non, légal un trait dans les colonnes P15, P16, P17. Si oui, l'année correspondante au type d'enseignement suivi, en colonne P18 (enseignement primaire ou secondaire) et en ce type d'enseignement et en la colonne P17 le diplôme le plus élevé obtenu en vous inspirant des abréviations au bas de la page.				1 - NO 2 - ER 3 - CS 4 - CC	1 - NO 2 - ER 3 - CS 4 - CC	1 - NO 2 - ER 3 - CS 4 - CC	1 - NO 2 - ER 3 - CS 4 - CC	1 - AF 2 - LN 3 - AU 4 - IL	1 - AF 2 - LN 3 - AU 4 - IL	MASC. : FEM. :				
TYPE CLASSE DIPLOME		P15	P16	P17	P18	P19	P20	P21	P22	P23	P24	P25	P26	P27
<p>1 - le ménage, qu'elles soient présentes ou absentes).</p> <p>ent dans le ménage, mais ayant passé la nuit précédant l'interview dans le ménage).</p>														
<p>Colonne P17 (suite)</p> <p>Niveau supérieur d'aptitude à l'enseignement ménager General certificate of education, advanced level Niveau supérieur de certificat Autres : enseignement populaire Niveau : éducation physique et sportive Licence bachelier Diplôme d'études supérieures, master, DEA Diplôme d'aptitude au professorat des CEG Diplôme d'aptitude au professorat de l'enseignement secondaire</p> <p>Colonne P18</p> <p>NO = Non ER = Ecole régulière CS = Cours du soir CC = Cours par correspondance</p> <p>Colonne P19</p> <p>WK = A travaillé UN = Sans emploi ayant déjà travaillé LK = A la recherche d'un emploi pour la première fois HK = Ménagère</p> <p>Colonne P21</p> <p>IND = Travailleur indépendant EMP = Employeur SAP = Salarisé permanent SAT = Salarisé temporaire APR = Apprenti rémunéré APNR = Apprenti non rémunéré AF = Aide familial</p> <p>Colonne P24</p> <p>C = Célibataire M1 = Homme marié à 1 seule femme ou femme mariée à un homme M2 = Homme marié à 2 femmes ou femme mariée à 2 hommes</p> <p>AF = Sait lire et écrire français ou anglais LN = Sait lire et écrire uniquement une langue nationale AU = Sait lire et écrire uniquement une autre langue IL = Ne sait ni lire ni écrire.</p>														

QUESTIONS SUR L'HABITAT

Encercler, lorsque cela s'applique, le numéro convenable ; dans le cas d'une concession occupée par un seul ménage, prenez les caractéristiques de la case principale (autres que le nombre de pièces).

TYPE D'ENREGISTREMENT	H1. TYPE DE STRUCTURE	H2. PRINCIPAUX MATERIAUX DES MURS	H3. PRINCIPAUX MATERIAUX DU TOIT	H4. PRINCIPAUX MATERIAUX DU SOL	H5. PRINCIPAL MODE D'ECLAIRAGE	H6. PRINCIPAL MODE D'APPROVISIONNEMENT EN EAU	H7. PRINCIPALE SOURCE D'ENERGIE POUR LA CUISINE
	1 - Maison isolée	1 - Béton, parpaings, briques cuites	1 - Dur (ciment)	1 - Ciment	1 - Electricité	1 - Robinet intérieur	1 - Bois, charbon, scure
	2 - Maison à plusieurs logements	2 - Pierres de taille	2 - Tôle ou tuile	2 - Carreaux	2 - Pétrole	2 - Robinet extérieur	2 - Pétrole
	3 - Villa moderne	3 - Planches	3 - Terre	3 - Bois	3 - Electricité et pétrole	3 - Borne fontaine	3 - Gaz
	4 - Immeuble à appartements	4 - Carabots	4 - Naïles, chaume, feuilles	4 - Terre	4 - Gaz	4 - Source aménagée	4 - Electricité
	5 - Concession ou saré	5 - Terre, briques non cuites	5 - Autre	5 - Autre	5 - Autre	5 - Puits ou source non aménagée	5 - Autre
2	6 - Pisé	6 - Autre	6 - Autre	6 - Autre	6 - Rivière, marigot	6 - Rivière, marigot	6 - Rivière, marigot
	7 - Naïles, feuilles ou paille				7 - Autre	7 - Autre	7 - Autre
	8 - Autre	8 - Autre	8 - Autre	8 - Autre	8 - Autre	8 - Autre	8 - Autre

H8. TYPE D'ABANCE	H9. MODE D'OCCUPATION	H10. NOMBRE DE PIECES
1 - Intérieur, privé avec chasse	1 - Propriété avec titre foncier	<input type="text"/>
2 - Extérieur, privé avec chasse	2 - Propriété sans titre foncier	
3 - Commun à plusieurs ménages, avec chasse	3 - Location	
4 - Lettre privée	4 - Logé par l'employeur	
5 - Lettre commune	5 - Logé gratuitement autre que par l'employeur	
6 - Autre	6 - Autre	

DECES SURVENUS AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS DANS CE MENAGE

H11. Y-a-t-il eu décès dans ce ménage au cours de la période allant d'avril 1986 à mars 1987 ?

1 - OUI (Encercler le chiffre correspondant à la réponse)
 2 - NON

Si oui, encercler ci-après le chiffre correspondant au sexe de chaque décédé, et reportez l'âge au décès correspondant (une ligne par décès)

H12. SEXE DU DECEDE	H13. AGE AU DECES
1 ^{er} décès 1 - M 2 - F <input type="text"/>
2 ^e décès 1 - M 2 - F <input type="text"/>
3 ^e décès 1 - M 2 - F <input type="text"/>
4 ^e décès 1 - M 2 - F <input type="text"/>

OBSERVATIONS

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

.....

DATE DE PASSAGE : VISA DU CHEF D'EQUIPE :

NOM DE L'AGENT RESENEUR : VISA DU CONTROLERUR :

DEUXIÈME RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION ET DE L'HABITAT

(Décret N° 85/506 du 11 avril 1985)

IMPRIME RD 3

QUESTIONNAIRE « MENAGE COLLECTIF »

CONFIDENTIEL — LES INFORMATIONS CONTENUES DANS CE DOCUMENT SONT CONFIDENTIELLES ET NE POURRONT ÊTRE UTILISÉES À DES FINS DE POURSUITE JUDICIAIRE, DE CONTRÔLE FISCAL OU DE REPRESSION ÉCONOMIQUE.
TOUT DÉFAUT DE RÉPONSE OU TOUTE RÉPONSE INEXACTE SERA PUNI CONFORMÉMENT À LA LOI N° 83/017 DU 21 JUILLET 1983 RELATIVE AUX OBLIGATIONS ET SECRET EN MATIÈRE STATISTIQUE.

A. PROVINCE :	<input type="text"/>	1	B. DÉPARTEMENT :	<input type="text"/>	2 3
C. ARRONDISSEMENT OU DISTRICT :	<input type="text"/>	4 6	D. VILLE OU VILLAGE :	<input type="text"/>	7 9
E. QUARTIER DE VILLE OU LOCALITÉ :	<input type="text"/>	10 11	F. N° DE LA ZONE DE DENOMBREMENT :	<input type="text"/>	12 14
G. N° DE LA STRUCTURE :	<input type="text"/>	15 17	H. N° DU MÉNAGE :	<input type="text"/>	18 19

NOMBRE TOTAL DE QUESTIONNAIRES UTILISÉS DANS CE MÉNAGE

QUESTIONNAIRE N°

RAPPELS IMPORTANTS À L'ATTENTION DE L'AGENT RECENSEUR

1. PRÉSENTATION

Présentez-vous poliment et entièrement en donnant votre nom, en montrant votre carte de travail, et en expliquant que vous êtes autorisé à poser quelques questions dans le cadre du Recensement Général de la Population et de l'Habitat. N'interrogez qu'une personne adulte dans chaque ménage.

2. TENUE

Présentez-vous dans une tenue correcte et soyez courtois avec la population. Respectez les personnes que vous allez visiter.

3. RÉVISION DU QUESTIONNAIRE

Après l'interview dans un ménage, revoyez le questionnaire pour vérifier qu'aucune information ne manque ou n'est incomplète, et pour vous assurer qu'aucun résident n'a été oublié, avant de quitter le ménage.

4. RETOUR DANS LES MÉNAGES

Retournez dans les ménages où vous n'avez trouvé aucun adulte pour vous répondre. Informez-vous auprès des voisins sur le meilleur moment de retourner dans un ménage ainsi que sur toute autre information pertinente, et notez-le dans votre cahier de terrain.

5. RÉCAPITULATIONS

À la fin de chaque journée de travail, récapitulez le nombre de résidents sur la première feuille utilisée dans chaque ménage à l'aide du tableau prévu à cet effet. Lorsque toute la Z.D. a été couverte, reportez ces récapitulations sur la fiche appropriée, ainsi que le nombre de ménages recensés.

TYPE D'INSTITUTION :

NOMBRE DE RÉSIDENTS
DANS CE MÉNAGE

MASCU LIN	FEMININ	TOTAL
<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>

TYPE D'ENREGISTREMENT	NOMS ET PRENOMS	SEXE	SITUATION DE RESIDENCE	DATE DE NAISSANCE	AGE	LIEU DE NAISSANCE	NATIONALITE	INSTRUCTION			ETAT MATRIMONIAL	
								TYPE	CLASS	DIPLOME		
												NUMERO D'ORDRE
P0	P1	P2	P4	P5	P6	P7	P8	P9	P15	P16	P17	P24
20			1-M	25		26-27	28-30	31-32	33	34	35-36	37
3	24-28		1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								
3			1-M 2-F	1-P 2-A 3-V								

ABREVIATIONS A UTILISER :

Colone P15

- MAT = Jardin ou maternelle
- DOB = Enseignement technique
- PI = Enseignement primaire (système francophone)
- PII = Enseignement primaire (système anglophone)
- POST = Supérieur (S.A.S, S.M, etc.)
- SEP = Enseignement secondaire général (français, anglais)
- CEP = Enseignement secondaire technique (français, anglais)
- TEI = Enseignement technique (français, anglais)
- EP1 = Ecole de formation de niveau d'entrée CEP
- EP2 = Ecole de formation de niveau d'entrée BEPC
- EP3 = Ecole de formation de niveau d'entrée Baccalauréat
- UNIV = Université

Colone P17

- CEPE = Certificat d'études primaires
- FECE = First school leaving certificate
- CAN = Certificat d'aptitude au métier
- CAP = Certificat d'aptitude professionnelle
- BEPC = Brevet de premier cycle
- BE = Brevet élémentaire
- CCECO = Certificat d'études et de l'éducation, ordinaire level
- CAMCO = Certificat d'aptitude aux fonctions de maître d'enseignement général
- CAPL = Certificat d'aptitude pédagogique élémentaire
- PROB = Probation
- BAC = Baccalauréat
- BSE = Brevet de technicien supérieur

Colone P17 (suite)

- ESSEM = Brevet supérieur d'aptitude à l'enseignement ménager
- CCJAL = Certificat d'études et de l'éducation, avancé level
- BSC = Brevet supérieur de carrière
- MFP = Maître d'enseignement populaire
- MPE = Maître d'éducation physique et sportive
- DACS = Licence bachelier
- CAPES = Diplôme d'études supérieures, master, DEA
- CAPES = Certificat d'aptitude au professorat des CEG
- CAPEP = Certificat d'aptitude au professorat de l'enseignement secondaire
- Autre = Certificat d'aptitude au professorat de l'enseignement tech. à préciser

Colone P24

- C = Calculatrice
- M1 = Homme marié à 1 seule femme ou femme mariée à un mariage
- M2 = Homme marié à 2 femmes ou femme mariée à un homme après 2 mariages
- M3 = Homme marié à 3 femmes ou femme mariée à un homme après 3 mariages
- M4 = Homme marié à 4 femmes ou plus ou femme mariée à un homme après 4 mariages ou plus
- V = Veuf(e)
- D = Divorcé(e) ou séparé(e)

EDS 2004

SECTION 2. REPRODUCTION

N°.	QUESTIONS ET FILTRES	CODES	ALLER À
201	Maintenant, je voudrais vous poser des questions sur toutes les naissances que vous avez eues au cours de votre vie. Avez-vous donné naissance à des enfants ?	OUI 1 NON 2	→206
202	Avez-vous des fils ou filles à qui vous avez donné naissance et qui vivent actuellement avec vous ?	OUI 1 NON 2	→204
203	Combien de fils vivent avec vous ? Combien de filles vivent avec vous ? SI AUCUN, ENREGISTRER '00'.	FILS À LA MAISON <input type="text"/> FILLES À LA MAISON <input type="text"/>	
204	Avez-vous des fils ou filles à qui vous avez donné naissance, qui sont toujours en vie mais qui ne vivent pas avec vous ?	OUI 1 NON 2	→206
205	Combien de fils sont en vie mais ne vivent pas avec vous ? Combien de filles sont en vie mais ne vivent pas avec vous ? SI AUCUN, ENREGISTRER '00'.	FILS AILLEURS <input type="text"/> FILLES AILLEURS <input type="text"/>	
206	Avez-vous déjà donné naissance à un garçon ou une fille qui est né vivant mais qui est décédé par la suite ? SI NON, INSISTER : Aucun enfant qui a crié ou a montré un signe de vie à la naissance mais qui n'a pas survécu ?	OUI 1 NON 2	→208
207	Combien de fils sont décédés ? Combien de filles sont décédées ? SI AUCUN, ENREGISTRER '00'.	FILS DÉCÉDÉS <input type="text"/> FILLES DÉCÉDÉES <input type="text"/>	
207A	Avez-vous eu d'autres enfants qui sont nés vivants mais qui sont morts après quelques minutes, quelques heures, ou quelques jours ?	OUI 1 NON 2	→208
207B	CORRIGER Q207 PUIS CONTINUER AVEC LA QUESTION 208.		
208	FAITES LA SOMME DES RÉPONSES À Q. 203, 205, ET 207, ET ENREGISTRER LE TOTAL. SI AUCUN, ENREGISTRER '00'.	TOTAL <input type="text"/>	
209	VÉRIFIER 208 : Je voudrais être sûre d'avoir bien compris : vous avez eu au TOTAL _____ naissances au cours de votre vie. Est-ce bien exact ? OUI <input type="checkbox"/> NON <input type="checkbox"/> → INSISTER ET CORRIGER 201-208 COMME IL SE DOIT.		
210	VÉRIFIER 208 : UNE NAISSANCE OU PLUS <input type="checkbox"/> AUCUNE <input type="checkbox"/>		→226

Maintenant je voudrais faire la liste de toutes vos naissances, qu'elles soient encore en vie ou non, en partant de la 1^{ère} que vous avez eue.
 211 NOTER LE NOM DE TOUTES LES NAISSANCES À Q.212. NOTER LES JUMEAUX / TRIPLES SUR DES LIGNES SÉPARÉES.

212	213	214	215	216	217 : SI EN VIE :	218 SI EN VIE :	219 SI EN VIE :	220 SI DÉCÉDÉ :	221
Quel nom a été donné à votre (premier/ suivant) enfant ? (NOM)	Parmi ces naissances, y'avait-il des jumeaux ?	(NOM) est-ce un garçon ou une fille ?	En quel mois et quelle année est né(e) (NOM) ? INSISTER : Quelle est sa date de naissance ?	(NOM) est-elle toujours en vie ?	Quel âge avait (NOM) à son dernier anniversaire -saire ? NOTER ÂGE EN ANNÉES RÉVOLUES.	(NOM) vit-elle avec vous ?	NOTER N° DE LIGNE DE L'ENFANT DE LA FEUILLE MÉNAGE (NOTER '00' SI ENFANT N'EST PAS LISTÉ DANS LE MÉNAGE)	Quel âge avait (NOM) quand il/elle est décédé(e) ? Si '1' AN', INSISTER : Quel âge avait (NOM) en mois ? NOTER EN JOURS SI MOINS D'1 MOIS ; EN MOIS SI MOINS DE 2 ANS ; OU EN ANS.	Y-a-t-il eu d'autres naissances vivantes entre (NOM DE LA NAISSANCE PRÉCÉDENTE) et (NOM) ?
01	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (NAISS. SUIV.)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	
02	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
03	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
04	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
05	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
06	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
07	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2
08	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... ANNÉE	OUI.....1 NON....2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES	OUI1 NON.....2	N° DE LIGNE ↓ (ALLER À 221)	JOURS1 MOIS2 ANNÉES .3	OUI1 NON2

212	213	214	215	216	217 :	218	219	220	221
Quel nom a été donné à votre suivant estant ? (NOM)	Parmi ces naissances, y-avait-il des jumeaux ?	(NOM) est-ce un garçon ou une fille ?	En quel mois et quelle année est né(e) (NOM)? INSISTER : Quelle est sa date de naissance ?	(NOM) est-Il/elle toujours en vie ?	Quel âge avait (NOM) à son dernier anniversaire -saire ? NOTER ÂGE EN ANNÉES RÉVOLUES.	(NOM) vit-Il/elle avec vous ?	NOTER N° DE LIGNE DE L'ENFANT DE LA FEUILLE MÉNAGE (NOTER '00' SI ENFANT N'EST PAS LISTÉ DANS LE MÉNAGE)	Quel âge avait (NOM) quand il/elle est décédé(e) ? SI '1 AN', INSISTER : Quel âge avait (NOM) en mois ? NOTER EN JOURS SI MOINS D'1 MOIS ; EN MOIS SI MOINS DE 2 ANS ; OU EN ANÉES.	Y-a-t-il eu d'autres naissances vivantes entre (NOM DE LA NAIS-SANCE PRÉCÉ-DENTE) et (NOM) ?
09	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... <input type="text"/> ANNÉE <input type="text"/>	OUI..... 1 NON..... 2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES <input type="text"/>	OUI 1 NON 2	N° DE LIGNE <input type="text"/> ↓ (ALLER À 221)	JOURS 1 MOIS 2 ANNÉES . 3	OUI 1 NON 2
10	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... <input type="text"/> ANNÉE <input type="text"/>	OUI..... 1 NON..... 2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES <input type="text"/>	OUI 1 NON 2	N° DE LIGNE <input type="text"/> ↓ (ALLER À 221)	JOURS 1 MOIS 2 ANNÉES . 3	OUI 1 NON 2
11	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... <input type="text"/> ANNÉE <input type="text"/>	OUI..... 1 NON..... 2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES <input type="text"/>	OUI 1 NON 2	N° DE LIGNE <input type="text"/> ↓ (ALLER À 221)	JOURS 1 MOIS 2 ANNÉES . 3	OUI 1 NON 2
12	SIMP...1 MULT...2	GAR.. 1 FILLE 2	MOIS... <input type="text"/> ANNÉE <input type="text"/>	OUI..... 1 NON..... 2 ↓ 220	ÂGE EN ANNÉES <input type="text"/>	OUI 1 NON 2	N° DE LIGNE <input type="text"/> ↓ (ALLER À 221)	JOURS 1 MOIS 2 ANNÉES . 3	OUI 1 NON 2

222 Avez-vous eu d'autres naissances vivantes depuis la naissance de (NOM DE LA DERNIÈRE NAISSANCE) ?

OUI..... 1
(AJOUTER LA NAISSANCE À Q212) ↓

NON 2

223 COMPARER 208 AVEC NOMBRE DE NAISSANCES ENREGISTRÉES DANS LE TABLEAU CI-DESSUS ET COCHER :

NOMBRES SONT ÉGAUX NOMBRES SONT DIFFÉRENTS (INSISTER ET CORRIGER)

VÉRIFIER :

POUR CHAQUE NAISSANCE : L'ANNÉE DE NAISSANCE EST ENREGISTRÉE.

POUR CHAQUE ENFANT VIVANT : L'ÂGE ACTUEL EST ENREGISTRÉ.

POUR CHAQUE ENFANT DÉCÉDÉ : L'ÂGE AU DÉCÈS EST ENREGISTRÉ.

POUR L'ÂGE AU DÉCÈS 12 MOIS OU 1 AN : INSISTER POUR DÉTERMINER LE NOMBRE EXACT DE MOIS.

224 VÉRIFIER 215 ET ENREGISTRER LE NOMBRE DE NAISSANCES EN 1999 OU PLUS TARD. SI AUCUNE, ENREGISTRER '0'.

N°	QUESTIONS ET FILTRES	CODES	ALLER À
226	Êtes-vous enceinte en ce moment ?	OUI 1 NON 2 PAS SÛRE 8	→ 228A
227	De combien de mois êtes-vous enceinte ? ENREGISTRER LE NOMBRE DE MOIS RÉVOLUS.	MOIS <input type="text"/> <input type="text"/>	
228	Au moment où vous êtes tombée enceinte, voulez-vous tomber enceinte <u>à ce moment-là</u> , voulez-vous <u>attendre plus tard</u> , ou voulez-vous <u>ne plus/ne pas avoir d'enfant</u> ?	À CE MOMENT-LÀ 1 PLUS TARD 2 NE PLUS/NE PAS AVOIR D'ENFANT 3	
228A	Avez-vous déjà eu certaines grossesses qui n'ont pas abouti à une naissance vivante ?	OUI 1 NON 2	→ 237
228B	Combien avez-vous eu de grossesses qui n'ont pas abouti à une naissance vivante ?	NOMBRE DE GROSSESSES <input type="text"/> <input type="text"/>	
228C	Parmi ces grossesses, combien ont abouti à : Un avortement provoqué ? Une fausse couche/avortement spontané ? Un mort-né ?	AVORTEMENT PROVOQUE <input type="text"/> <input type="text"/> FAUSSE COUCHE <input type="text"/> <input type="text"/> MORT-NE <input type="text"/> <input type="text"/>	
230	Quand la dernière grossesse de ce genre s'est-elle terminée ?	MOIS <input type="text"/> <input type="text"/> ANNÉES <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/> <input type="text"/>	
237	Quand vos dernières règles ont-elles commencé ? (INSCRIRE LA DATE, SI ELLE EST DONNÉE) NOTER LA RÉPONSE DANS LES UNITÉS DE TEMPS UTILISÉES PAR L'ENQUÊTÉE.	IL Y A ... JOURS 1 <input type="text"/> <input type="text"/> IL Y A ... SEMAINES 2 <input type="text"/> <input type="text"/> IL Y A ... MOIS 3 <input type="text"/> <input type="text"/> IL Y A ... ANNÉES 4 <input type="text"/> <input type="text"/> EN MÉNOPAUSE/ A EU UNE HYSTÉRECTOMIE 994 AVANT LA DERNIÈRE NAISSANCE 995 JAMAIS EU DE RÉGLES 996	
238	Entre la période des règles et les règles suivantes, y-a-t-il un moment où une femme a plus de chances de tomber enceinte que d'autres si elle a des rapports sexuels ?	OUI 1 NON 2 NE SAIT PAS 8	→ 240
239	Est-ce que ce moment se situe juste avant que les règles ne commencent, pendant la période des règles, juste après que les règles finissent ou au milieu, entre deux périodes de règles ?	JUSTE AVANT DÉBUT DES RÉGLES 1 PENDANT LES RÉGLES 2 JUSTE APRÈS LA FIN DES RÉGLES 3 AU MILIEU ENTRE 2 PÉRIODES DE RÉGLES 4 AUTRE 6 (PRÉCISER) NE SAIT PAS 8	

INSERER AIS Qs. 240, 241, 242

SECTION 9 : MORTALITÉ MATERNELLE

NO.	QUESTIONS ET FILTRES	CODES	ALLER À
901A	Maintenant, je voudrais vous poser quelques questions sur vos frères et sœurs, c'est-à-dire tous les enfants de votre mère biologique. Est-ce que votre mère a donné naissance à des enfants, en plus de vous-même ?	OUI..... 1 NON..... 2	→ 901H
901B	Combien votre mère a-t-elle eu de garçons qui sont encore en vie ?	GARÇONS VIVANTS <input type="text"/>	
901C	En dehors de vous, combien votre mère a-t-elle eu de filles qui sont encore en vie ?	FILLES VIVANTES <input type="text"/>	
901D	Combien votre mère a-t-elle eu de garçons qui sont décédés ?	GARÇONS DÉCÉDÉS <input type="text"/>	
901E	Combien votre mère a-t-elle eu de filles qui sont décédées ?	FILLES DÉCÉDÉES <input type="text"/>	
901F	Est-ce que votre mère a donné naissance à d'autres enfants dont vous ne savez pas s'ils sont vivants ou décédés. ?	OUI..... 1 NON..... 2	→ 901H
901G	Combien d'autres enfants votre mère a-t-elle eu dont vous ne savez pas s'ils sont vivants ou décédés. ?	AUTRES ENFANTS..... <input type="text"/>	
901H	ADDITIONNER LES REPNSES À 901B, C, D, E, ET G. AJOUTER 1 (L'ENQUÊTÉE) ET NOTER LE TOTAL.	TOTAL <input type="text"/>	
901I	VÉRIFIER 901H: Juste pour être sûre que j'ai bien compris, y compris vous-même, votre mère a donné naissance à _____ enfants en tout. Est-ce bien exact ? OUI <input type="checkbox"/> NON <input type="checkbox"/> INSISTER ET CORRIGER 901A - 901H COMME IL SE DOIT.		
902	VÉRIFIER 901H: DEUX NAISSANCES OU PLUS <input type="checkbox"/> UNE NAISSANCE SEULEMENT (ENQUÊTÉE SEULE) <input type="checkbox"/>		→ 1000 A
903	Combien de ces naissances votre mère a-t-elle eues avant votre propre naissance ?	NOMBRE DE NAISSANCES PRÉCÉDENTES..... <input type="text"/>	

Maintenant je voudrais faire la liste de tous vos soeurs et freres, qu'elles soient encore en vie ou non, en partant du plus age.
NOTER LE NOM DE TOUS LES SOEURS ET FRERES.

	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]
904 Quel nom a été donné à votre frere ou soeur le plus age (ou suivant)?	_____	_____	_____	_____	_____
905 (NOM) est-il de sexe masculin ou feminin?	MASCULIN... 1 FÉMININ 2	MASCULIN... 1 FÉMININ..... 2	MASCULIN... 1 FÉMININ..... 2	MASCULIN... 1 FÉMININ.....2	MASCULIN...1 FÉMININ2
906 Est-ce que (NOM) est toujours en vie?	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [2]	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [3]	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [4]	OUI 1 NON.....2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [5]	OUI 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [6]
907 Quel age a (NOM)?	<input type="text"/> ALLER À [2]	<input type="text"/> ALLER À [3]	<input type="text"/> ALLER À [4]	<input type="text"/> ALLER À [5]	<input type="text"/> ALLER À [6]
908 Combien y a-t-il d'années que (NOM) est decede(e)?	<input type="text"/>				
909 Quel age avait (NOM) lorsqu'il/elle est decede(e)? SI NE SAIT PAS, INSISTER : Est-ce que (NOM) est mort(e) avant l'age de douze ans ? SI OUI, NOTER '95'. SI NON, POSER D'AUTRES QUESTIONS POUR OBTENIR UNE ESTIMATION. PAR EXEMPLE : Est-ce que (NOM) est mort(e) avant de se marier ?	<input type="text"/> SI HOMME, OU AGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [2]	<input type="text"/> SI HOMME, OU AGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [3]	<input type="text"/> SI HOMME, OU AGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [4]	<input type="text"/> SI HOMME, OU AGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [5]	<input type="text"/> SI HOMME, OU AGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [6]
910 (NOM) était-elle enceinte quand elle est decedee?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI 1 ALLER 913<J NON..... 2	OUI 1 ALLER 913<J NON..... 2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2
911 Est-ce que (NOM) est decedee au cours d'un accouchement?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI 1 ALLER 913<J NON..... 2	OUI 1 ALLER 913<J NON..... 2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2
912 Est-ce que (NOM) est decedee dans les deux mois suivant la fin d'une grossesse ou d'un accouchement?	OUI..... 1 NON 2	OUI..... 1 NON 2	OUI 1 NON..... 2	OUI 1 NON..... 2	OUI 1 NON 2
913 À combien d'enfants vivants (NOM) a-t-elle donne naissance au cours de sa vie?	<input type="text"/> ALLER À [2]	<input type="text"/> ALLER À [3]	<input type="text"/> ALLER À [4]	<input type="text"/> ALLER À [5]	<input type="text"/> ALLER À [6]

SI PLUS AUCUN FRERE OU SOEUR, ALLER À 1000A

904	Quel nom a été donné à votre frère ou soeur le plus âgé (celui suivant)?	[6] _____	[7] _____	[8] _____	[9] _____	[10] _____
905	(NOM) est-il de sexe masculin ou féminin?	MASCULIN... 1 FÉMININ 2	MASCULIN ...1 FÉMININ2	MASCULIN ...1 FÉMININ2	MASCULIN... 1 FÉMININ..... 2	MASCULIN... 1 FÉMININ..... 2
906	Est-ce que (NOM) est toujours en vie?	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP..... 8 ↳ ALLER À [7]	OUI.....1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP.....8 ↳ ALLER À [8]	OUI1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP8 ↳ ALLER À [9]	OUI1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP8 ↳ ALLER À [10]	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [11]
907	Quel âge a (NOM)?	<input type="text"/> ALLER À [7]	<input type="text"/> ALLER À [8]	<input type="text"/> ALLER À [9]	<input type="text"/> ALLER À [10]	<input type="text"/> ALLER À [11]
908	Combien y a-t-il d'années que (NOM) est décédé?	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>	<input type="text"/>
909	Quel âge avait (NOM) lorsqu'il/elle est décédé(e)? SI NE SAIT PAS, INSISTER : Est-ce que [NOM] est mort(e) avant l'âge de douze ans ? SI OUI, NOTER '95'. SI NON, POSER D'AUTRES QUESTIONS POUR OBTENIR UNE ESTIMATION. PAR EXEMPLE : Est-ce que [NOM] est mort(e) avant de se marier ?	<input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [7]	<input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [8]	<input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [9]	<input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [10]	<input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [11]
910	(NOM) était-elle enceinte quand elle est décédée?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI.....1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2
911	Est-ce que (NOM) est décédée au cours d'un accouchement?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI.....1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2
912	Est-ce que (NOM) est décédée dans les deux mois suivant la fin d'une grossesse ou d'un accouchement?	OUI..... 1 NON 2	OUI.....1 NON2	OUI1 NON2	OUI 1 NON 2	OUI..... 1 NON 2
913	À combien d'enfants vivants (NOM) a-t-elle donné naissance au cours de sa vie?	<input type="text"/> ALLER À [7]	<input type="text"/> ALLER À [8]	<input type="text"/> ALLER À [9]	<input type="text"/> ALLER À [10]	<input type="text"/> ALLER À [11]
SI PLUS AUCUN FRÈRE OU SOEUR, ALLER À 1000A						

904	Quel nom a été donné à votre frère ou sœur le plus âgé (celui suivant)?	[11] _____	[12] _____	[13] _____	[14] _____	[15] _____
905	(NOM) est-il de sexe masculin ou féminin?	MASCULIN... 1 FÉMININ 2	MASCULIN ...1 FÉMININ2	MASCULIN ...1 FÉMININ2	MASCULIN ...1 FÉMININ2	MASCULIN ...1 FÉMININ 2
906	Est-ce que (NOM) est toujours en vie?	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [12]	OUI.....1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP8 ↳ ALLER À [13]	OUI1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP8 ↳ ALLER À [14]	OUI1 NON2 ↳ ALLER 908 NSP8 ↳ ALLER À [15]	OUI..... 1 NON 2 ↳ ALLER 908 NSP 8 ↳ ALLER À [16]
907	Quel âge a (NOM)?	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [12]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [13]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [14]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [15]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [16]
908	Combien y a-t-il d'années que (NOM) est décédé?	<input type="text"/> <input type="text"/>				
909	Quel âge avait (NOM) lorsqu'il/elle est décédé(e)? SI NE SAIT PAS, INSISTER : Est-ce que [NOM] est mort(e) avant l'âge de douze ans ? SI OUI, NOTER '95'. SI NON, POSER D'AUTRES QUESTIONS POUR OBTENIR UNE ESTIMATION. PAR EXEMPLE : Est-ce que [NOM] est mort(e) avant de se marier ?	<input type="text"/> <input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [12]	<input type="text"/> <input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [13]	<input type="text"/> <input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [14]	<input type="text"/> <input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [15]	<input type="text"/> <input type="text"/> SI HOMME, OU ÂGE AU DECES INFÉRIEUR À 12 ANS : ALLER À [16]
910	(NOM) était-elle enceinte quand elle est décédée?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI.....1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2
911	Est-ce que (NOM) est décédée au cours d'un accouchement?	OUI..... 1 ALLER 913<J NON 2	OUI.....1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI1 ALLER 913<J NON2	OUI 1 ALLER 913<J NON 2
912	Est-ce que (NOM) est décédée dans les deux mois suivant la fin d'une grossesse ou d'un accouchement?	OUI..... 1 NON 2	OUI.....1 NON2	OUI1 NON2	OUI1 NON2	OUI 1 NON 2
913	À combien d'enfants vivants (NOM) a-t-elle donné naissance au cours de sa vie?	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [12]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [13]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [14]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [15]	<input type="text"/> <input type="text"/> ALLER À [16]
SI PLUS AUCUN FRÈRE OU SOEUR, ALLER À 1000A						

2 Congo

Enquête démographique 1960-1961

FEUILLE DE MENAGE

A

Nom du C M
 Ne du ménage
 Nombre de cases
 Ne des cases

C

Naissance dans le ménage
 dans les 12 derniers mois

G
 F
 T

D

Deces dans le ménage dans les 12 derniers mois

Sexe
 Age
 Date
 Lieu

MIGRATIONS

Personnes de plus de 15 ans faisant actuellement partie du ménage et résidant actuellement dans un autre district (personnes ayant quitté le ménage au cours des 10 dernières années)

Nom et prénom
 Prénoms avec C M
 Age
 Sexe
 Lieu de résidence
 Résidence exercée ou lieu de résidence

B RENSEIGNEMENTS SUR LES MEMBRES DU MENAGE ET LES VISITEURS

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11 LIEU DE NAISSANCE			14	15	16	17	18	19	20	21 DURÉE		22	23
										Terre (ou Canton)	Sous Préfecture (ou District)	Préfecture (ou Région) ou Territoire								Pour Absent (RA) et Visiteur (VP)	Lieu de séjour -RA- Lieu domiciliaire -VP-		
1																							
2																							
3																							
4																							
5																							
6																							
7																							
8																							
9																							
10																							
11																							
12																							
13																							
14																							

Recensement 1974

Projet Afr. 241.052 UDEAC - TCHAO
 Projet PRO/73 Po 1 PNUD
 Décret n° 72/725 du 20 Avril 1972

**COMITÉ NATIONAL DU RECENSEMENT
 DE LA POPULATION**

Artidé N° 1883 / PCE / CGSP / DSCE du 21 Avril 1972

**RECENSEMENT GENERAL
 DE LA
 POPULATION**

- ANNÉE 1974 -

INSTALLATION DANS LA COMMUNE			LIEU DE RÉSIDENCE ANTERIEURE			LIEU		
DATE D'INSTALLATION	MOTIF D'INSTALLATION	Mois	DATE DE DÉPART	MOTIF	Mois	DATE DE DÉPART	MOTIF	Mois
Année			Année		Année	Année		Année
21			21		21			
22			22		22			
23			23		23			
24			24		24			
25			25		25			
26			26		26			
27			27		27			
28			28		28			
29			29		29			
30			30		30			

QUESTIONS SUR LA RÉCÉDITÉ :
 — A POSER EXCLUSIVEMENT AUX FEMMES RÉSIDENTES
 (Présentes ou absentes temporairement) DE 12 ANS ET PLUS

N° D'ORDRE Reprenant le n° d'ordre de la femme inscrit en page 1	Nombre de mariages contractés	Nombre de grossesses durant toute la vie féconde	ENFANTS NÉS VIVANTS DURANT TOUTE LA VIE FÉCONDE			Existence de l'enfant 12 jours après 12 mois
			Masculin	Féminin	Total	
31						
32						
33						
34						
35						
36						
37						
38						
39						
40						
41						

Le ménage dispose-t-il de
 un poste radio qui marche ?
 oui non

Si oui, combien : 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10

Déjà intervenu au cours des
 12 derniers mois dans le ménage
 avec : L'axe Base Age

Région : _____ P.C.A. : _____
 District ou Commune : _____
 Axe routier, Piste : _____
 Arrondissement : _____
 Village, Quartier
 ou Section : _____
 Bloc n° : _____ Parcelle n° : _____
 Rue : _____ n° _____

MÉNAGE N° _____
 Feuille de Ménage n° _____

SEXES	RÉSIDENTS			Valeurs
	Présents	Absents	Total	
Masculin				
Féminin				
Total				

Date du Recensement _____
 Nom de l'agent Recenseur _____
 Nom du contrôleur _____
 Date _____

MENAGE N° _____
 Feuille de Ménage n° _____

Observations de l'agent Recenseur _____
 Observations du contrôleur _____

NUMÉRO D'ORDRE de la personne du ménage	NOM ET PRÉNOMS Inscrivez les membres du Ménage dans l'ordre suivant : — Chef de ménage C. M. — Epouse du chef de ménage — Enfants avec cette femme, tant de mariage qu'avec cette femme, tant de mariage qu'avec cette femme — Autres parents, s'ils et s'ils sont	LIEN DE PARENTÉ AVEC LE CHEF DE MENAGE — Le chef de ménage — Epouse — Enfants — Parents — Autres, s'ils sont	SEXE M pour masculin F pour féminin	SITUATION DE RESIDENCE — présent — absent	NAISSANCE		LIEU Inscrivez : — La Province, le District, le Commune pour les 11 Provinces — Le Pays pour les provinces de Congo	SITUATION MATRIMONIALE (Célibataire, veuf, marié, divorcé, union libre)	Ethnie ou Nationalité Inscrivez : — l'ethnie pour les Congolais — la nationalité pour les étrangers	ÉTAT PHYSIQUE — Normal — Avoué — Muet — Infirmes Etc...	INSTRUCTION		PROFESSION MATHURALE	PROFESSION EXERCICÉE ACTUELLEMENT	SITUATION DANS LA PROFESSION ACTUELLE — Patron — Préposé — Indépendant	NOM DE L'ÉTABLISSEMENT OÙ DE L'ENTREPRISE QUI VOUS EMPLOIE ACTUELLEMENT	ACTIVITÉ PRINCIPALE	ACTIVITÉ PRINCIPALE	Vos Parents au VIE ? Père _____ Mère _____	
					DATE (avec le chiffre) JOUR (de 1 à 31) MOIS (de 1 à 12) ANNÉE (inscrivez les 2 derniers chiffres de l'année)	derrière classe suivie					derrière diplôme obtenu	15								16
1																				
2																				
3																				
4																				
5																				
6																				
7																				
8																				
9																				
10																				
11																				
12																				
13																				
14																				
15																				
16																				
17																				
18																				
19																				
20																				
21																				

Questions sur l'habitat à poser exclusivement au chef de ménage

- I. NOMBRE DE PIÈCES OCCUPÉES AU TOTAL PAR LE MÉNAGE
- II. TYPES D'HABITATION (Caser principale du ménage)
- Type A : case en pisé et toit en chaume
 - Type B : case en pisé, toit en chaume, sol en ciment
 - Type C : case en pisé, toit en tôle, sol en ciment
 - Type D : case en brique ou béton, toit en chaume, sol en ciment
 - Type E : case en brique ou béton, toit en tôle, sol en ciment
- III. STATUT D'OCCUPATION
- Propriétaire et occupant
 - Propriétaire et locataire
 - Locataire et occupant
 - Autres cas à préciser :
- IV. SI LOCATAIRE MONTRANT DU LOYER
- V. TYPE DE LIEN PRISINE
- Type traditionnel
 - Type semi-moderne
 - Type moderne
 - Pas de lien prisine
- VI. APPROVISIONNEMENT EN EAUX
- Puits
 - Kou de source
 - Kou de rivière
 - Kou construit dans la parcelle
 - Kou construit à l'extérieur
 - Autres cas à préciser :
- VII. MODE D'ÉCLAIRAGE
- Traditionnel
 - Mixte
 - Électrique
 - Autres cas à préciser :

3 Gabon

Enquête démographique 1960-1961

QUESTIONNAIRE FEMMES

(A REMPLIR POUR TOUTE FEMME DE 14 ANS ET PLUS)

Il doit y avoir toujours 1 Questionnaire Femmes (ou plusieurs) pour chaque famille ou de population comptée à part. Tracer une grande croix si aucune femme n'est à y inscrire.

CARACTÈRES D'IMPRIMERIE

CHANGERS DE QUESTIONNAIRE FEMMES A CHAQUE NOUVELLE FEUILLE DE MENAGE		ENFANTS AU TOTAL		14-18 ET 19 ANS	
A prendre sur la feuille de ménage		SEXE	Mo. vivants	SEXE	Mo. vivants
1 ^{re} FEMME	Nombre de la ligne: Non	H		H	
	Residence: Non	F		F	
	Etat matrimonial: Age	ENFANTS AU TOTAL			
A prendre sur la feuille de ménage		Mo. vivants		Mo. vivants	
2 ^{de} FEMME	Nombre de la ligne: Non	H		H	
	Residence: Non	F		F	
	Etat matrimonial: Age	ENFANTS AU TOTAL			
A prendre sur la feuille de ménage		Mo. vivants		Mo. vivants	
3 ^e FEMME	Nombre de la ligne: Non	H		H	
	Residence: Non	F		F	
	Etat matrimonial: Age	ENFANTS AU TOTAL			
A prendre sur la feuille de ménage		Mo. vivants		Mo. vivants	
4 ^e FEMME	Nombre de la ligne: Non	H		H	
	Residence: Non	F		F	
	Etat matrimonial: Age	ENFANTS AU TOTAL			
A prendre sur la feuille de ménage		Mo. vivants		Mo. vivants	
5 ^e FEMME	Nombre de la ligne: Non	H		H	
	Residence: Non	F		F	
	Etat matrimonial: Age	ENFANTS AU TOTAL			
A prendre sur la feuille de ménage		Mo. vivants		Mo. vivants	

CONFIDENTIEL

DOCUMENT C1
RÉPUBLIQUE GAMBOSIE
ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE
PAR SONDAGE
1960

FEUILLE DE MENAGES

SONT A INSCRIRE SUR CETTE FEUILLE

1) Tous les membres du ménage, habitent normalement dans les cases correspondantes de l'enquête, c'est-à-dire n'y ont pas passé la nuit temporairement absents ou momentané-ment absents en retournant dans un établissement ou chez d'autres personnes lorsque la personne ne doit pas être supérieure à 6 mois, pêcheurs en mer, personnel navigant des compagnies aériennes ou maritimes).
Sont considérés comme membres du ménage et par conséquent à inscrire à la suite :
— Les domestiques, apprentis et salariés logés dans ce ménage
— Les pensionnaires et sous-locataires, les enfants pris en nourrice dans ce ménage.

A moins que ces personnes constituent entre elles un autre ménage, auquel cas elles doivent être inscrites après avoir tracé une ligne en blanc.
2) Tous les visiteurs, c'est-à-dire les personnes qui bien que ne résident pas normalement dans ce ménage, s'y trouvent présentement au moment de l'enquête, c'est-à-dire la nuit précédente l'enquête (voyageurs, touristes, visiteurs, etc.).

NE SONT PAS A INSCRIRE SUR CETTE FEUILLE

Les membres du ménage qui s'en trouvent absents pour plus de 6 mois, par exemple :
Malades en traitement dans un établissement ou chez d'autres personnes, militaires faisant leur service militaire, logés dans un établissement, logés dans un établissement, dans un cas, détenus dans les prisons, maisons de correction, etc.

Toutes ces personnes sont à inscrire sur une autre feuille de ménage ou sur une autre feuille de ménage, mais pas sur cette feuille. Les personnes qui ne sont pas à inscrire sur cette feuille sont à inscrire sur une autre feuille de ménage ou sur une autre feuille de ménage.

Modèle A bis

RÉGION : _____

DISTRICT : _____

Canton (ou Ville) : _____

Village (ou Quartier de Ville) : _____

Adresse (ou numéros des cases) : _____

DATE DE L'ENQUÊTE :
 AGENT RECEPTEUR :
 CONTRÔLEUR :

N° (Suite de ...)
 Cette feuille a été remise au Contrôleur le
 Éventuellement
 et rendue au contrôleur le

ÉCRIVEZ EN CARACTÈRES D'IMPRIMERIE

POUR CHAQUE PERSONNE

NOM ET PRÉNOMS	LIBRÉ DE FAIRBANKS	REMBRICE	SEX	ÂGE	LIBRÉ DE MARIAGE	ÉTAT	POUR LES PERSONNES DE 14 ANS ET PLUS		N°	LIBRÉ DE LANGUE	REMBRICE	N°	LIBRÉ DE LANGUE	REMBRICE	N°	LIBRÉ DE LANGUE	REMBRICE
							ACTIVE PROFESSIONNELLE	INACTIF									
1																	
2																	
3																	
4																	
5																	
6																	
7																	
8																	
9																	
10																	
11																	
12																	
13																	
14																	
15																	
16																	
17																	

AU COURS DES 12 DERNIERS MOIS dans les ménages

Y a-t-il eu des MARIAGES (fait ou non) ?

SI OUI : Combien de mariages ?

SI NON : Rien.

Y a-t-il eu des DÉCÈS (OUI ou NON) ?

SI OUI : Premier Décès : DATE / Cause (ex. Pnéumonie)

Deuxième Décès : DATE / Cause (ex. Tumeur)

Autres Décès : DATE / Cause

Y a-t-il eu des DÉCÈS (OUI ou NON) ?

SI OUI : Premier Décès : DATE / Cause (ex. Pnéumonie)

Deuxième Décès : DATE / Cause (ex. Tumeur)

Autres Décès : DATE / Cause

CALENDRIER HISTORIQUE
REGION DE L'ESTUAIRE
DISTRICT DE LIBREVILLE

EVENEMENTS *	NOM EN LANGUE LOCALE (FANG)	DATE
Comète de Haley	«Mekoneukoneu»	1911
Grande guerre	«Alouma en 14»	1914
Guerre d'Oyem	«Alouma mimbeng»	1916
Guerre de Cocobeach	1917
Grande éclipse de soleil	«Dzibe»	1919
M. GUIBET, Chef de District à Owendo	«NZE EBE» 	de 1917 à 1920
M. Léon MBA, écrivain interprète	
Poste à Nendé	«Nendé»	de 1918 à 1921
M. LOUVEL, Chef de District à Owendo	«Louvelé NGUEMA» 	de 1923 à 1925
BEKOUNG Damien, interprète	
La grande famine	«Mbou Nzé» 	1925
Mort de Mgr. MARTROU	1930
M. VUILLAUME, Chef de District	1930
Construction de la route de Kango	«Ongongoure ékoume» surnom de l'in- génieur chargé des travaux	de 1932 à 1935
Tirailleur devenu fou qu'il a fallu poursuivre en brousse	«Zamzam» ou «Binzezam»	1933
M. DUVERGE	«Ondzara Obiang» ou encore «Bingong» .	1934
La crise	1936
M. PELIEU, Chef de District à Libreville	1939
Début du recrutement des tirailleurs	1940
Guerre de l'aviation-Libreville	«Alouma nkok»	1945
Fin de la guerre	1946
Les premières élections, Mort d'EYERE NDONG, Eclipse de Lune	«le vote» TCHIKAYA	1946
Election de M. AUBAME	1947
Le congrès de Mitzié	1949
Installation de la CGC	1950
Début des grands travaux routiers	«Dzibe»	1951
M. LEBORGNE à Akok	«Awou Ntombou»	1952
Petite éclipse de soleil	de 1952 à 1954
Décès par lomidinisation à Koltang	«Bivoule Bap»	1955
M. POUDEROUX, Chef de District à Libreville	1956
M. ROUGEOT, Chef de District	1957
Ouverture du Tribunal du 1er degré, BEKALE Benoît, Président	1958
M. Léon MBA, Premier Ministre	
Referendum «Oui Non»	

CALENDRIER ANNUEL
REGION DE L'ESTUAIRE
DISTRICT DE LIBREVILLE

EVENEMENTS	NOM EN LANGUE LOCALE (FANG)	EPOQUE
Saison chaude (Récolte du maïs, arachides et fruits divers), chasse et pêche.	«Essep»	Décembre, Janvier et Février.
Saison chaude et humide (grandes pluies avec orages). Récolte des champignons et noix.	«Bikône»	Mars, Avril et Mai.
Saison sèche et fraîche. Préparation des plantations vivrières, construction et réparation des cases, nettoyages divers, vacances et voyages.	«Oyone»	Juin, Juillet, Août et Septembre.
Saison des pluies fréquentes - Mangues - Disette.	«Soureu»	Octobre et Novembre.

Recensement de 1969

REPUBLIQUE GABONAISE

Décret n° 150 du 13-3-1968

PROGRAMME des RECENSEMENTS

SERVICE NATIONAL DE LA STATISTIQUE
ET DES ETUDES ECONOMIQUES

CONFIDENTIEL

RECENSEMENT GENERAL DE LA POPULATION 1969

FEUILLE DE MENAGE

Nom du Village (ou du chantier) : _____

Nom du Canton (ou de la Ville) : _____

Nom du District : _____

Nom de la Région : _____



B O N A R E V O I R F A U X

Date du Recensement :

Agent recenseur :

Contrôleur ou Responsable :

Observations :

MENAGE N°

(Suite)

No d'ordre	NOM et PRENOMS	La personne recensée est-elle PRESENTE ou ABSENTE et depuis COMBIEN de TEMPS ?			SEX		QUEL AGE a la personne recensée ? Selon la réponse indiquez :		NATIONALITE	ETHNIE pour les Gabonais seulement	LIEU de NAISSANCE			POUR LES PERSONNES DE 6 ANS ET PLUS		RESIDENCE		Avez-vous un poste de Radio qui marche ?	Ne rien écrire dans cette colonne !		
		P ou A	de mois ou années	habite de mois ou années	M masculin	F féminin	AGE DE DATE DE NAISSANCE	en mois ou années			11 VILLAGE ou VILLE	12 DISTRICT	13 REGION pour les Gabonais ou PAYS pour les étrangers	14 QUEL EST VOTRE METIER HABITUEL ?	15 QUELLE EST VOTRE ACTIVITE ACTUELLEMENT ?	16 VILLAGE ou VILLE ou DISTRICT ou CHANIER	17 REGION ou Gobon ou PAYS à l'étranger			18 Depuis combien de temps la personne réside-t-elle dans ce VILLAGE ou ce CHANIER ou ce PAYS ou combien de mois ou d'années	19
1																					
2																					
3																					
4																					
5																					
6																					
7																					
8																					
9																					
10																					

FICHE D'AGGLOMERATION

Canton : _____

OUI NON

District : _____

Rayer la case qui ne correspond pas à la réponse

Région : _____

VILLE : CHANTIER : VILLAGE : CAMPEMENT :

Quel est le nom exact (de la ville, du chantier, du village, du campement) ?

Y-a-t-il d'autres noms ? OUI NON lesquels ? _____

Les habitations sont-elles groupées au même endroit ? OUI NON

Y-a-t-il plusieurs (chantiers, hameaux, campements) ? OUI NON

Si oui, lesquels ? _____

Y-a-t-il une ECOLE ? OUI NON

Si oui, comment l'appelle-t-on ? _____

Si non, à quelle école vont les enfants ? _____

Y-a-t-il un HOPITAL, un DISPENSAIRE, un local officiel pour les soins, rien,

S'il n'y a rien, où les habitants vont-ils se faire soigner ? _____

Y-a-t-il un MARCHÉ OUI NON Y-a-t-il ramassage régulier des produits ? OUI NON

S'il y a ramassage, de quels produits ? _____

par qui ? _____

Y-a-t-il des ARTISANTS ? OUI NON Si oui, en quoi ? _____

Y-a-t-il des BOUTIQUES ? OUI NON Combien ? _____

Si oui, où le commerçant se ravitaillait-il ? _____

Où va-t-on chercher l'EAU ? _____

A quelle distance : 100 m. | 200 m. | 300 m. | 500 m. | 1 km. | 2 kms | 3 kms | 5 ou +

Y-a-t-il de l'eau toute l'année ? OUI NON

Est-ce qu'on fait de la pêche OUI NON Est-ce qu'on fait de la chasse au fusil ? OUI NON

Comment peut-on venir ici ?

en VOITURE OUI NON uniquement à pied OUI NON

en PIROGUE OUI NON par avion OUI NON

Distance au chef-lieu de district

Journées de marche	0	1/2	1	1 1/2	2 1/2	2	3	3 1/2	4 ou +
--------------------	---	-----	---	-------	-------	---	---	-------	--------

4 RCA

Enquête démographique 1959-1960

FICHE COLLEC

DISTRICT

CANTON

UNITE N°

VILLAGE

MENAGE N°

NOMBRE DE CASES

N° DE CASE (S)

STRATE

EVENEMENTS SURVENUS DANS LA FAMILI			
	G	F	T
Enfants nés vivants			
Décédés depuis			
Survivants			

Décès de tous ages

N° de Case	Numéro d'ordre	NOM ET PRÉNOMS	vu ou non vu	Relation avec le Chef de Famille	RESIDENTS			HABITUELS		VISITEURS			Groupe Ethnique	Sexe		
					Lieu de naissance	Présents ou absents	SI ABSENTS		DURÉE	Résidence habituelle	10					
							7					Lieu			9	
							Ans	Mois							8	Ans
1		2	3	4	5	6						11	12			
	CF															
2																
3																
4																
5																
6																
7																
8																
9																
10																

Recensement 1975

REPUBLIQUE CENTRAFRICAINE
Unité-Dignité-Travail

COMMISSION NATIONALE
DU
RECENSEMENT DE LA POPULATION
Décret n° 73/100 du 16 mars 1973

RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION
1974

FEUILLE DE MÉNAGE

A.—LOCALISATION

1. Préfecture :
 2. Sous-préfecture :
 3. Commune :
 4. Aire de dénombrement n°
 5. Village de :
 6. Centre urbain de :
 7. Ménage isolé n°

MÉNAGE N° []

INSTRUCTIONS IMPORTANTES

1) Consignes aux agents recenseurs

Le travail doit être effectué avec le plus grand soin en suivant les consignes et les recommandations de la notice.
 Etablir une feuille de ménage (modèle 2) pour tout ménage particulier ou collectif.
 Commencer par compléter les colonnes 2 à 4 du tableau C—Ménage.
 La feuille de ménage est conçue pour le ménage de moins de 10 personnes au maximum. Si le ménage a plus de dix personnes, il convient d'utiliser une deuxième feuille supplémentaire. Ne pas oublier dans ce cas de faire figurer dans les colonnes 2 à 4 les personnes d'un autre ménage inscrites sur la même feuille de ménage.

2) Qui recenser à la partie C—Ménage?

Tous les membres du ménage qui ont passé la nuit du recensement dans le ménage.
 Commencer par le chef de ménage, suivi de son épouse, puis de ses enfants, puis de ses autres membres, savoir de leurs fiancés et de leurs domestiques (domestiques) doivent être inscrits au dernier lieu.

3) Instructions complémentaires

Le présent questionnaire est composé de trois sections.
 Section A: L'habitation qui doit être complétée pour tous les ménages.
 Section B: Logement, qui doit être complétée seulement pour les ménages des centres urbains.
 Section C: Ménage. Les colonnes 1 à 10 du tableau C—Ménage doivent être complétées par tous les ménages qui ont passé la nuit du recensement dans le ménage. Les colonnes 11 à 19 du tableau C—Ménage doivent être complétées par les ménages qui ont passé la nuit du recensement dans le ménage.

CARACTÉRISTIQUES ÉCONOMIQUES pour toute personne âgée de plus de 10 ans				
TYPE D'ACTIVITÉ	PROFESSION PRINCIPALE	D'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE	SITUATION DANS LA PROFESSION	NUMÉRO D'ORDRE
Sans travail 1 Femme au foyer 2 Étudiant, élève 3 Autre 4 Occupé 5	Il s'agit d'indiquer avec la plus de précision possible l'intérêt principal de celui-ci, OCCUPÉ ou SANS TRAVAIL. Exemple: Femme au foyer; Étudiant, élève; Autre (à préciser); mécanicien-moto, etc.	S'agit de préciser l'activité exercée ou l'intérêt exercé ou occupé. Exemple: culture de bananes; commerce de détail de légumes; etc.	S'agit de préciser la situation dans la profession. Exemple: employé; ouvrier; indépendant; etc. (cas à préciser).	1 à 5
Sans travail 1 Femme au foyer 2 Étudiant, élève 3 Autre 4 Occupé 5	Il s'agit d'indiquer avec la plus de précision possible l'intérêt principal de celui-ci, OCCUPÉ ou SANS TRAVAIL. Exemple: Femme au foyer; Étudiant, élève; Autre (à préciser); mécanicien-moto, etc.	S'agit de préciser l'activité exercée ou l'intérêt exercé ou occupé. Exemple: culture de bananes; commerce de détail de légumes; etc.	S'agit de préciser la situation dans la profession. Exemple: employé; ouvrier; indépendant; etc. (cas à préciser).	1 à 5
Sans travail 1 Femme au foyer 2 Étudiant, élève 3 Autre 4 Occupé 5	Il s'agit d'indiquer avec la plus de précision possible l'intérêt principal de celui-ci, OCCUPÉ ou SANS TRAVAIL. Exemple: Femme au foyer; Étudiant, élève; Autre (à préciser); mécanicien-moto, etc.	S'agit de préciser l'activité exercée ou l'intérêt exercé ou occupé. Exemple: culture de bananes; commerce de détail de légumes; etc.	S'agit de préciser la situation dans la profession. Exemple: employé; ouvrier; indépendant; etc. (cas à préciser).	1 à 5
Sans travail 1 Femme au foyer 2 Étudiant, élève 3 Autre 4 Occupé 5	Il s'agit d'indiquer avec la plus de précision possible l'intérêt principal de celui-ci, OCCUPÉ ou SANS TRAVAIL. Exemple: Femme au foyer; Étudiant, élève; Autre (à préciser); mécanicien-moto, etc.	S'agit de préciser l'activité exercée ou l'intérêt exercé ou occupé. Exemple: culture de bananes; commerce de détail de légumes; etc.	S'agit de préciser la situation dans la profession. Exemple: employé; ouvrier; indépendant; etc. (cas à préciser).	1 à 5
Sans travail 1 Femme au foyer 2 Étudiant, élève 3 Autre 4 Occupé 5	Il s'agit d'indiquer avec la plus de précision possible l'intérêt principal de celui-ci, OCCUPÉ ou SANS TRAVAIL. Exemple: Femme au foyer; Étudiant, élève; Autre (à préciser); mécanicien-moto, etc.	S'agit de préciser l'activité exercée ou l'intérêt exercé ou occupé. Exemple: culture de bananes; commerce de détail de légumes; etc.	S'agit de préciser la situation dans la profession. Exemple: employé; ouvrier; indépendant; etc. (cas à préciser).	1 à 5

B.—LOGEMENT

1. MURS, Matériau de construction
 a) Dur (pierre et ciment) 01
 b) Bois 02
 c) Parpaing 03
 d) Pisé 04
 e) Autre (à préciser) 05

2. TOTS, Matériau de construction
 a) Dur (ciment) 01
 b) Bois 02
 c) Tôle 03
 d) Terre et torchis 04
 e) Autre (à préciser) 05

3. Nombre de pièces réservées à l'habitation du ménage

Nom et Prénoms de l'agent recenseur:
 Feuille établie le
 Nom et Prénoms du contrôleur:
 Feuille contrôlée le
 (Signature)

C.-MÉNAGE

Inscrire tout d'abord le CHEF de ménage et toutes les personnes qui avec lui
passé la nuit précédente dans le ménage.

NUMÉRO D'ORDRE	1	2	3	4
			CHEF DE MÉNAGE	
			LIEN	SEXE
			avec le quel le ménage est formé de 2 ou de 1 x 2.	Homme ou Femme
			avec le quel le ménage est formé de 2 ou de 1 x 2.	Homme ou Femme

MÉNAGE PARTICULIER

INSTITUTION

5	6	7	8	9	10
AGE OU DATE DE MARIAGE	LIEN DE MARIAGE	NATIONALITÉ	ÉTAT MARIAGE	ALPHABÉTISME	DÉGRÉ D'ÉDUCATION
Indiquer l'âge de l'époux ou de l'épouse au moment du mariage ou la date de mariage. Pour les personnes qui ont été mariées, inscrire l'année de leur mariage.	Indiquer avec précision (époux ou épouse) le nom de la commune de mariage. Pour les étrangers, inscrire leur pays de naissance.		Marier ou être marié, veuf, divorcé, séparé, etc.	Si la personne connaît l'un ou l'autre des alphabètes, latin ou grec, ou si elle sait lire et écrire dans l'un ou l'autre de ces alphabètes.	Indiquer le plus haut degré de l'école fréquentée ou le nombre d'années passées dans l'enseignement primaire (0 à 6 ans), secondaire (0 à 4 ans), universitaire (0 à 5 ans) ou non définie.

PERSONNES RELEVÉES DANS LE MÉNAGE

MIGRATION

FÉCONDITÉ: NATALITÉ

11	12	13	14	15
ANNÉE MIGRATION	ORIGINE MIGRATION	Total d'enfants nés	Enfants encore vivants	Rien Garçon Fille (nombre)
Indiquer l'année de migration.	Indiquer l'origine de migration: urbain ou de la commune qui a migré, ou des autres communes de la commune, ou de son propre pays, ou de son propre pays pour les étrangers.	Nombre total des enfants nés (déduits).	Nombre total des enfants encore vivants.	Nombre des enfants nés durant les 12 derniers mois.

INDIVIS	FEMMES	TOTAL
---------	--------	-------

Recensement 1988

202411



BUREAU CENTRAL DU RECENSEMENT

RECENSEMENT GENERAL DE LA POPULATION
1988

CONFIDENTIEL

(ORDONNANCE N° 86.048 DU 18 AOUT 1986)

FEUILLE DE MENAGE

Important : Les informations contenues dans ce document ont un caractère strictement confidentiel et ne peuvent en aucun cas faire l'objet de poursuites judiciaires, de contrôle fiscal ou de repression économique.
Tous les agents appelés à participer au Recensement Général de la population sont tenus au secret statistique.

LOCALISATION

1. PREFECTURE _____

2. SOUS-PREFECTURE _____

3. P C A _____

4. COMMUNE _____

QUARTIER DE VILLE VILLAGE _____

5. N° D'AIRE DE DENOMBREMENT _____

6. N° DU BATIMENT _____

7. N° DU MENAGE _____

8. N° DE FEUILLE/NOMBRE DE FEUILLES UTILISEES _____

9. POPULATION PARTICULIERE

P
M

PARTIE RESERVEE A LA CODIFICATION

1	
3	
4	
5	
6	
9	
12	
15	

TABLEAU RECAPITULATIF DU MENAGE

	SEXE MASC.	SEXE FEM.	TOTAL
RESIDENTS PRESENTS			
RESIDENTS ABSENTS			
VISITEURS			

NOM DE L'AGENT RECENSEUR _____	NOM DU CONTROLEUR _____
DATE DE PASSAGE _____	DATE DE CONTROLE _____
OBSERVATIONS _____	OBSERVATIONS _____

DECES DES 12 DERNIERS MOIS

Y A-T-IL EU DECES DE PERSONNES RESIDENTES DU MENAGE
PENDANT LES 12 DERNIERS MOIS. OUI NON

SI OUI : SEXE	AGE AU DECES
24 <input checked="" type="checkbox"/>	25 <input checked="" type="checkbox"/>
27 <input checked="" type="checkbox"/>	28 <input checked="" type="checkbox"/>
30 <input checked="" type="checkbox"/>	31 <input checked="" type="checkbox"/>
33 <input checked="" type="checkbox"/>	34 <input checked="" type="checkbox"/>
36 <input checked="" type="checkbox"/>	37 <input checked="" type="checkbox"/>

N° D'ORDRE	TYPE D'HANDICAP	CAUSES
	INSCRIRE: AVEUGLE ; SOURD; SOURD-MUET; FOLIE;BOSSUE; PARALY- SIE PARTIELLE;PARALY- SIE TOTALE; AUTRES.	INSCRIRE : - CONGENITALES - MALADIES - ACCIDENTS - AUTRES
38 <input checked="" type="checkbox"/>	40 <input checked="" type="checkbox"/>	41 <input checked="" type="checkbox"/>
42 <input checked="" type="checkbox"/>	44 <input checked="" type="checkbox"/>	45 <input checked="" type="checkbox"/>
46 <input checked="" type="checkbox"/>	48 <input checked="" type="checkbox"/>	49 <input checked="" type="checkbox"/>
50 <input checked="" type="checkbox"/>	52 <input checked="" type="checkbox"/>	53 <input checked="" type="checkbox"/>

CARACTERISTIQUES DE L'HABITAT (Bâtiment principal)

MATERIAUX DU MUR	1 <input type="checkbox"/> PARPAING DE CIMENT 3 <input type="checkbox"/> BRIQUES EN TERRE 5 <input type="checkbox"/> TERRE BATTUE
MATERIAUX DU TOIT	2 <input type="checkbox"/> BRIQUES CUITES 4 <input type="checkbox"/> PLANCHES 6 <input type="checkbox"/> AUTRES
MATERIAUX DU SOL	1 <input type="checkbox"/> BETON ARME 3 <input type="checkbox"/> PAILLE 5 <input type="checkbox"/> AUTRES
MODE D'APPROVISIONNEMENT EN EAU	2 <input type="checkbox"/> TOLE 4 <input type="checkbox"/> BAMBOU
LIEU D'ORIGINE	1 <input type="checkbox"/> CARREAUX 3 <input type="checkbox"/> PLANCHE 5 <input type="checkbox"/> AUTRES
STATUT D'OCCUPATION	2 <input type="checkbox"/> CIMENT 4 <input type="checkbox"/> TERRE
NOMBRE DE PIECES DU MENAGE	1 <input type="checkbox"/> EAU COURANTE 4 <input type="checkbox"/> EAU DE PUIS SIMPLE
	2 <input type="checkbox"/> BORNE FONTAINE 5 <input type="checkbox"/> EAU DE RIVIERE OU MARIGOT
	3 <input type="checkbox"/> EAU DE PUIS DE FORAGE 6 <input type="checkbox"/> AUTRES
	1 <input type="checkbox"/> WC MODERNE 3 <input type="checkbox"/> AUTRES
	2 <input type="checkbox"/> LATRINE EXTERIEUR
	1 <input type="checkbox"/> PROPRIETAIRE 3 <input type="checkbox"/> AUTRES
	2 <input type="checkbox"/> LOCATAIRE
	Inscrire le nombre total de piéces pour l'ensemble de (s) bâtiment (s) ou partie de bâtiment qu'occupe le ménage. <input type="text"/>

PARTIE RESERVEE A LA CODIFICATION

16
17
18
19
20
21
22

DATE DE CODIFICATION _____	DATE DE SAISIE INFORMATIQUE _____
NOM DU CODIFICATEUR _____	NOM DE L'AGENT _____
DATE DE VERIFICATION _____	DATE DE VERIFICATION _____
NOM DU VERIFICATEUR _____	NOM DU VERIFICATEUR _____
NOM DU CHEF D'EQUIPE _____	NOM DU CHEF D'EQUIPE _____

5 Tchad

Enquête démographique 1964

République du TCHAD

DOSSIER DE VILLAGE

Mission S. E. D. E. S.
d'enquête démographique

1

VILLAGE

STRATE : _____
VILLAGE N° : _____

Population administrative : _____

Quartier : _____

Prefecture : _____

Sous-prefecture : _____

Canton : _____

Agent recenseur : _____

Contrôleur : _____

Remis au contrôleur le : _____

RENSEIGNEMENTS SUR LE VILLAGE

Nom Vernaculaire (prononciation Exacte)

Langue

Ethnie

Nom du chef de village : _____

Ecole : _____

Nombre d'élèves : _____

si non, emplacement de l'école la plus proche : _____

Dispensaire : _____

si non, emplacement du dispensaire le plus proche : _____

distance : _____

Mission Catholique : _____

Protestante : _____

Mosquée : _____

Marché : _____

jours : _____

DOCUMENTS CONTENUS

- 1 Croquis de village : _____
- 2 Liste des concessions : _____
- 3 Riches collectives : _____
- 4 Bordereau récapitulatif : _____

Nombre de concession : _____

Population totale : _____

Visa du superviseur : _____

ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE
S.E.D.E.S

REPUBLIQUE DU TCHAD

FICHE de CHIFFREMENT des CONSTANTES de VILLAGE

C. 1

5

1

3 4

5 6 7

2 S/S

9 Fonction

3 No du village

8 Mois d'enquête

REPUBLIQUE DU TCHAD
ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE
S.E.D.E.S

FICHE DE CHIFFREMENT DES DONNÉES INDIVIDUELLES

C. 2

5

12 13 14 15 16 17 18 19 20 21 22 23 24 25

26 27 28 29

30 31 32 33 34 35

36 37 38 39 40 41

n de chiffrément pour les hommes

NC SN VNV LP S A4 E4 R I Sur

LN TP M

SM AP AS SP

RESIDENTS ABSENTS

L5 DA T R44 0

FEMMES DE 15 ANS ET PLUS

1/ Renseignements concernant le mari

2/ Renseignements concernant la femme

Tableau I (fiche collective)

Tableau II (fiche collective)

42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55

42 43 44 45 46 47 48 49 50 51 52 53 54 55

56 57 58 59 60 61 62

63 64 65 66 67 68 69 70

71 72 73 74 75 76 77 78 79 80

AMM N42 E44M RM L44M L44M N44M ASM S44M

AP4M L44M DM MM NV NO

GN FN NGS NRS

Naisances au cours des 12 derniers mois

N18 M18 M44 M44 M44 M44 M44

Recensement 1993

B - CARACTERISTIQUES INDIVIDUELLES (suite)							
TOUS AGES			6 ANS ET PLUS				
DUREE DE RESIDENCE	LIEU DE RESIDENCE ANTERIEURE	RELIGION	SURVIE DES PARENTS	APTITUDE A LIRE ET ECRIRE	DERNIERE CLASSE/	DIPLOME OBTENU	SITUATION PROFESSIONNELLE
Seulement pour RP et RA (voir B5)							
Inscrire le nombre d'années (inscrire 00 pour une durée de moins de un an)	Inscrire la Sous-préfecture ou le pays	Encercler le code approprié	Indiquer si le père et la mère sont en vie	Encercler le code approprié	Inscrire : dernière classe suivie pour ceux qui ne fréquentent plus ; classe actuelle pour ceux qui fréquentent	Inscrire le diplôme le plus élevé obtenu	Encercler le code approprié
B10	B11	B12	B13	B14	B15	B16	B17
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
<input type="text"/>	<input type="text"/>	ANI... 1 CAT... 2 MUS... 3 PRO... 4 AUT... 5 SAN... 6	PERE : 1 2 9 MERE : 1 2 9	ADC... 1 FRA... 2 ARA... 3 F+A... 4 AUT... 5	<input type="text"/>	<input type="text"/>	OCC... 1 CHO... 2 QUE... 3 MEN... 4 R/R... 5 ETU... 6 AUT... 7
Uniquement pour un séjour de 6 mois et plus s'il s'agit d'un ménage sédentaire (pas de restriction pour les nomades)		ANImisto CATHo- lique; MUSul- man; PROtes- tant; AUTre; SANs	OUI = 1 NON = 2 Ne sait pas = 9	La personne (ne) sait lire et écrire en: AUCune langue (sa/mphélie) FRAnçais seul ARAbes seul FRançais + Arabes AUTre langue	Inscrire "AUCUNE" pour les personnes n'ayant jamais fréquenté un établissement scolaire	Utiliser les abréviations habituelles (voir manuel). Inscrire "AUCUN" pour les personnes sans diplôme.	OCCupé; CHOMeur; en QUÊte du 1er travail; MENagère; Retraité/ Étudiant/ Élève AUTre

D - DECES DES 12 DERNIERS MOIS

*Inscrire le numéro d'ordre, le sexe et l'âge au décès du (des) défunt(s).
Utiliser une feuille de ménage supplémentaire si plus de 6 décès doivent être enregistrés.*

NUMERO D'ORDRE D1	SEXE D2	AGE AU DECES D3
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age
	MASCULIN 1 FÉMININ 2	 Age

Mettre une croix dans la case si plus de 6 décès ont été enregistrés pour ce ménage

E - CARACTERISTIQUES DE L'HABITAT

E1 - S'AGIT-IL D'UN HABITAT FIXE OU MOBILE ? FIXE 1 (Continuer avec la question E2)
 (Encercler le code approprié) MOBILE 2 (Continuer avec la question E8)

TYPE DE CONSTRUCTION	MODE D'OCCUPATION	PIECES OCCUP	MATERIAUX DES MURS	MATERIAUX DU TOIT	MATERIAUX DU SOL
Encercler le code approprié		Inscrire le nbre	Encercler le code caractérisant le bâtiment PRINCIPAL		
E2	E3	E4	E5	E6	E7
CONCESSION 1	PROPRIÉTAIRE 1		PAILLE 1	PAILLE 1	TERRE BATTUE 1
CONSTRUCTION ISOLÉE 2	LOCATAIRE 2		BANCO 2	BANCO 2	CIMENT / CARREAUX 2
AUTRE 3	LOGEMENT GRATUIT 3		SEMI-DUR 3	TÔLE 3	CIMENT / CARREAUX 2
			DUR 4	BÉTON 4	AUTRE 3
			AUTRE 5	AUTRE 5	

MODE D'APPROVISIONNEMENT EN EAU	TYPE D'AISSANCE	ECLAIRAGE	COMBUSTIBLE
Encercler le code approprié			
E8	E9	E10	E11
EAU DE SURFACE 1	LATRINE 1	PÉTROLE 1	BOIS / CHARBON 1
FUTS TRADITIONNEL 2	W.C. MODERNE 2	GAZ 2	PÉTROLE 2
FUTS MODERNE (FORAGE) 3	DANS LA NATURE 3	ÉLECTRICITÉ 3	GAZ 3
FONTAINE PUBLIQUE 4		AUTRE 4	ÉLECTRICITÉ 4
ROBINET 5			AUTRE 5

	Nom	Date	Signature
L'agent recenseur			
Le contrôleur			
Le superviseur			
OBSERVATIONS :			

LISTE DES TABLEAUX

Première partie

Tableau n 1.1 : Evolution dans la formulation des questions sur la fécondité par pays et date de collecte.....	24
Tableau n 1.2 : Cameroun. Taux de fécondité (pour 1000) par groupe d'âges. 1976, 1978 et 1987.....	30
Tableau n 1.3 : Comparaison des ISF de chaque pays selon la date de collecte.....	32
Tableau n 1.4 : Cameroun. Taux de fécondité du moment (pour 1000) par groupe d'âges, par périodes de 5 ans avant la collecte. 1991, 1998 et 2004.....	34
Tableau n° 1.5 : Cameroun. Cumul des taux de fécondité du moment selon les périodes ayant précédé l'EMF 1978, les EDS 1991, 1998 et 2004, complétés par les cumuls des recensements 1976 et 1978.....	34
Tableau n 1.6 : Comparaison des ISF ou cumuls selon les EMF et EDS et les autres sources pour différents pays.....	36
Tableau n 1.7 : Cameroun. Cumul des taux de fécondité des générations d'après les EDS de 1991,1998 et 2004.....	39
Tableau n 1.8 : Congo. Descendances finales ou atteintes observées en 1960-1961, 1974 et 1984.....	43
Tableau n 1.9 : Tableau récapitulatif du temps écoulé entre la fécondité des générations et la fécondité à la date de la collecte.....	49
Tableau n 1.10 : Coefficients servant à calculer les facteurs de pondération applicables aux taux de fécondité pour passer des groupes d'âges décalés de six mois aux groupes d'âges habituels.....	51
Tableau n 1.11 : Facteurs correcteurs pour la mesure de la fécondité générale. Taux portant sur les âges exacts 15-20 ans, 20-25 ans, etc.....	51
Tableau n 1.12 : Congo. Parités et fécondité du moment selon le groupe d'âges. 1960-1961.....	52
Tableau n 1.13 : Test de Coale selon le pays et l'année de collecte.....	52
Tableau n 1.14 : Congo. Equivalent parité selon le groupe d'âges, d'après les taux ajustés. 1960-1961.....	53
Tableau n 1.15 : Ajustement des taux de fécondité observés selon le pays et la date de collecte par le ratio P/F.....	55
Tableau n 1.16 : Congo. Variation relative annuelle moyenne des taux de fécondité. 1974....	57
Tableau n 1.17 : Congo. Reconstitution de la fécondité passée. Recensement de 1974.....	58
Tableau n 1.18 : Congo. Cumuls des taux de fécondité reconstitués d'après le recensement de 1974.....	59
Tableau n 1.19 : Congo. Fécondité des générations reconstituée d'après le recensement de 1974.....	60
Tableau n 1.20 : Congo. Descendances atteintes et finales d'après le recensement de 1974.....	61
Tableau n 1.21 : Age moyen à la maternité dans certaines générations selon le pays et l'année de collecte.....	62
Tableau n 1.22 : Relations entre les indices transversaux et longitudinaux de la fécondité.....	62

Deuxième partie

Tableau n 2.1 : Naissances vivantes, survivants et décès des enfants de 0 an révolu, au cours des douze derniers mois avant la collecte, selon le pays et l'année de collecte.....	77
Tableau n 2.2 : Taux de mortalité infantile (pour 1000) selon le pays et l'année de collecte.....	79
Tableau n 2.3 : Comparaison des effectifs à 0 an révolu et des naissances des douze derniers mois avant la collecte, selon le pays et l'année de collecte.....	80
Tableau n 2.4 : Quotients de mortalité (pour 1000) selon les composantes de la mortalité infantile, le nombre d'années avant la collecte.....	82
Tableau n 2.5 : Taux brut de mortalité (en ‰) des sous régions du sud et de certains pays d'Afrique au sud du Sahara, et comparaison avec la France, dans les années 60, 70 et 80.....	88
Tableau n 2.6 : Taux brut de mortalité (pour 1000) selon les pays, l'année et la source. Comparaison avec les taux publiés par le CEPED.....	89
Tableau n 2.7 : Espérances de vie à la naissance sexes réunis selon le pays et la date de collecte.....	99
Tableau n 2.8 : Espérances de vie à la naissance selon le pays et la période.....	100
Tableau n 2.9 : Variables indépendantes des réseaux de Ledermann et de l'OCDE.....	108

Troisième partie

Tableau n 3.1 : Composition de la population par grands groupes d'âges selon le sexe, l'année de collecte et le pays.....	151
Tableau n° 3.2 : Effectifs, naissances, décès, taux brut de natalité et de mortalité, taux de croissance, selon l'année de collecte et le pays.....	154
Tableau n° 3.3 : Cameroun. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x).e^{rx}/n$ ($r=0,0248$, $n=0,0345$) à la population masculine observée entre 1976 et 1987.....	155
Tableau n° 3.4 : Cameroun. Application de la formule (30) $kp(x,t) = kC(x).e^{rx}/n$ ($r=0,0236$, $n=0,0378$) à la population féminine observée entre 1976 et 1987.....	156
Tableau n° 3.5 : Cameroun. Calcul de la table de survie de la population masculine entre 1976 et 1987 par la formule (30) en utilisant un taux de variation différent par âge.....	159
Tableau n° 3.6 : Cameroun. Calcul de la table de survie de la population féminine entre 1976 et 1987 par la formule (30) en utilisant un taux de variation différent par âge.....	160
Tableau n° 3.7 : Cameroun. Application de la formule (60) à la population masculine pour la période 1976-1987. ($r=0,0248$ pour les hommes et $x_0=7,5$ ans).....	164
Tableau n° 3.8 : Cameroun. Application de la formule (60) à la population féminine pour la période 1976-1987. ($r=0,0237$ et $x_0=7,5$ ans).....	165
Tableau n° 3.9 : Congo. Application de "The general growth balance method" à la population masculine. 1974 et 1984.....	168
Tableau n° 3.10 : Congo. Ajustements des effectifs et des décès de la population masculine faisant suite à l'application de "The general growth balance method". 1974 et 1984. ($k_1=1$, $k_2=1,127$ et $c=0,0159$).....	169
Tableau n° 3.11 : Congo. Ajustements des effectifs et des décès de la population féminine faisant suite à l'application de "The general growth balance method". 1974 et 1984. ($k_1=1$, $k_2=1,079$ et $c=0,0144$).....	170

Tableau n° 3.12 : Congo. Application de la formule (60) à la population masculine, avec les décès ajustés, pour la période 1974-1984. ($r=0,0347$, $x_0=7,5$ ans).....	170
Tableau n° 3.13 : Congo. Application de la formule (60) à la population féminine, avec les données ajustées, pour la période 1974-1984. ($r=0,0325$, $x_0=7,5$ ans)...	171

LISTE DES GRAPHIQUES

Première partie

Graphique n° 1.1 : Diagramme de Lexis permettant d'estimer les taux de fécondité du moment.....	29
Graphique n° 1.2 : Taux de fécondité (pour 1000) par groupes d'âges observés aux dates de collecte dans chaque pays.....	31
Graphique n° 1.3 : Cameroun. Diagramme de Lexis présentant les taux de fécondité par groupe d'âges d'après l'EDS de 1998.....	33
Graphique n° 1.4 : Evolution des cumuls des taux de fécondité, toutes sources confondues, de 1960 à 2003, par pays.....	35
Graphique n° 1.5 : Cameroun. Taux de fécondité (pour 1000) dans les générations selon les déclarations des mères observées lors de l'EMF 1978 et des EDS 1991, 1998 et 2004.....	40
Graphique n° 1.6 : Taux de fécondité (pour 1000) dans les générations selon les déclarations des mères observées au Congo (EDS 2005), au Gabon (EDS 2000) et au Tchad (EDS 1996-1997 et 2004).....	41
Graphique n° 1.7 : Descendances atteintes ou finales observées lors des EDS, des enquêtes par sondage et (ou) des RGPH selon le pays.....	45
Graphique n° 1.8 : Diagramme de Lexis permettant de repérer les taux par groupes d'âges et de générations.....	48
Graphique n° 1.9 : Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité ajustés selon le pays et la date de collecte.....	54
Graphique n° 1.10 : Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité ajustés selon le pays et l'année de collecte.....	56
Graphique n° 1.11 : Taux de fécondité (pour 1000) reconstitués d'après différentes opérations de collecte.....	58
Graphique n° 1.12 : Evolution des cumuls des taux de fécondité reconstituée selon les périodes d'après les recensements et les pays.....	59
Graphique n° 1.13 : Taux de fécondité (pour 1000) reconstituée des générations d'après les RGPH du Congo (1984) et du Gabon (1993).....	60
Graphique n° 1.14 : Descendances atteintes et finales reconstituées.....	61

Deuxième partie

Graphique n° 2.1 : diagramme de Lexis pour le calcul du taux de mortalité infantile.....	78
Graphique n° 2.2 : Les composantes de la mortalité infantile.....	81
Graphique n° 2.3 : Composantes de la mortalité infantile et comparaison avec la France.....	83
Graphique n° 2.4 : diagramme de Lexis pour le calcul du taux de mortalité.....	85
Graphique n° 2.5 : Taux de mortalité (pour 1000) par groupe d'âges selon le pays et l'année de collecte.....	87
Graphique n° 2.6 : Evolution comparée des quotients de mortalité juvénile et de mortalité infantile (1979-2003).....	91
Graphique n° 2.7 : Diagramme de Lexis des femmes de 15 à 49 ans observées lors des EDS.....	92
Graphique n° 2.8a : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Cameroun.....	94

Graphique n° 2.8b : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Gabon.....	95
Graphique n° 2.9 : Evolution des quotients de mortalité (5q0, 5q5, 5q10, 5q15, 5q20) obtenus selon les décès des frères et sœurs et les décès des enfants. Tchad.....	96
Graphique n° 2.10 : Quotients de mortalité, tous sexes confondus, selon le pays et la période.....	98
Graphique n° 2.11 : Quotients de mortalité pour trois pays ayant organisé une enquête par sondage. Gabon (1960-1961), RCA (1959-1960) et Tchad (1964).....	99
Graphique n° 2.12 : Evolution de l'espérance de vie à la naissance selon la période et le pays, d'après les statistiques des nations unies.....	100
Graphique n° 2.13 : Evolution du produit intérieur brut (PIB) par habitant.....	101
Graphique n° 2.14 : Evolution de la mortalité dans les générations.....	103
Graphique n° 2.15 : Evolution des quotients 1q0 et 5q0 obtenus par estimation directe et estimation indirecte.....	112
Graphique n° 2.16 : Proportions (pour 1000) par groupe d'âges de la population dont le père ou la mère est décédé par pays et année de collecte.....	116
Graphique n° 2.17 : Quotients de mortalité (pour 1000) nq25 (n=10, 15, 20,...,65), sexe féminin, obtenus par les décès des parents, comparés à ceux de l'estimation directe par les recensements et les EDS. Cameroun (1984, EDS 1998 et 2004), Congo (1974) et RCA (1975).....	117
Graphique n° 2.18 : Comparaison des quotients de mortalité de sexe féminin obtenus par la fonction logit de Brass et ceux obtenus par les décès observés. Cameroun (RGPH 1987 et EDS 2004), RCA (RGPH, 1988).....	123
Graphique n° 2.19 : Evolution de l'espérance de vie à la naissance dans les générations (année centrale d'un groupe de générations) estimée d'après les tables types de Ledermann et les indices d'entrée 1q0, 5q0 et 15q0 obtenus par estimation indirecte. Congo, Gabon et RCA.....	124
Graphique n° 2.20 : Quotients de mortalité selon les groupes de générations et les sexes comparés au réseau 102 de Ledermann. Cameroun (EDS 2004), Gabon (EDS 2000) et Tchad (EDS 2004).....	125-130
Graphique n° 2.21 : Espérance de vie à la naissance en fonction des quotients 1q0 et 5q0 comme indices d'entrée dans les réseaux 101 et 102 de Ledermann....	131

Troisième partie

Graphique n° 3.1 : Diagramme de Lexis d'une génération à la date t.....	138
Graphique n° 3.2 : Diagramme de Lexis d'une population observée à deux dates : le 1 ^{er} janvier des années t et t+1.....	143
Graphique n° 3.3 : Diagramme de Lexis des générations constitutives de l'effectif de la population à la date t.....	146
Graphique n° 3.4 : Rapports de masculinité (pour 100) selon l'âge, par pays.....	152
Graphique n° 3.5 : Probabilités de survie à 2,5 ans (pour 10000) des périodes intercensitaires, selon le sexe et le pays, estimées par la formule (30).....	157
Graphique n° 3.6 : Probabilités de survie à 7,5 ans estimées en utilisant un taux de variation moyen différent pour chaque âge, selon le sexe par pays, et comparaison avec celles obtenues avec un taux de variation moyen unique.....	162
Graphique n° 3.7 : Taux d'accroissement (pour 10000) annuels moyens variables et fixes selon l'âge, pour chaque pays.....	163

Graphique n° 3.8 : Probabilités de survie (pour 10000) à 7,5 ans comparées à celles obtenues par les compositions par âge. Cameroun (1976-1986) et Gabon (1960-1961/1969-1970).....	166
Graphique n° 3.9 : Probabilités de survie (pour 10000) de 7,5 ans à 67,5 ans selon les décès ajustés et non ajustés.....	171

TABLE DES MATIERES

Sommaire.....4

Introduction.....5

Première partie

Analyse de la fécondité : l'analyse transversale favorisée par une orientation de la collecte préjudiciable à l'analyse longitudinale, des relations entre indices conjoncturels et longitudinaux difficiles sinon impossibles à établir.....16

Chapitre 1 L'observation de la fécondité : une prise en compte du temps figée dans les sources traditionnelles, plus variée dans les EDS.....18

Section 1 Les événements et les populations fournis par la collecte.....18

Paragraphe 1 Définition des populations par leurs caractéristiques et évolution de leur prise en compte.....18

1 1 Définition des populations par leurs caractéristiques.....18

1 2 Evolution de la prise en compte des caractéristiques de la population dans la collecte fécondité.....20

Paragraphe 2 La définition des événements et l'évolution de leur observation.....22

2 1 La définition des événements.....23

2 2 L'évolution de l'observation des naissances.....23

Section 2 La combinaison des événements et des populations permettant l'estimation des indices de la fécondité.....24

Paragraphe 1 Les hypothèses.....24

Paragraphe 2 Les indices.....25

Sous-conclusion.....27

Chapitre 2 L'estimation de la fécondité générale : une intensité pas très probante ; des tendances qui émergent grâce à l'approche transversale sans possibilité d'établir clairement le calendrier du phénomène28

Section 1 L'analyse transversale.....28

Paragraphe 1 Méthode de calcul des indices.....28

Paragraphe 2 L'estimation des indices.....	29
2 1 La fécondité générale du moment estimée par les données issues des sources traditionnelles (recensement et enquête par sondage hors EDS).....	29
2 2 La fécondité du moment estimée par les données des EDS.....	33
Section 2 L'approche longitudinale reflète le peu d'intérêt accordé à la fécondité des générations dans la collecte.....	38
Paragraphe 1 L'approche longitudinale de la fécondité par les taux du moment fournis par les EDS.....	38
1 1 Cas du Cameroun.....	38
1 2 Cas des pays ayant effectué moins de trois EDS : Congo, Gabon, Tchad.....	41
Paragraphe 2 La reconstitution de la fécondité des générations à partir d'une opération de collecte.....	42
2 1 Descendances observées lors des recensements et des enquêtes par sondage.....	42
2 2 Les relations entre les taux de fécondité du moment et les taux de fécondité dans les générations.....	46
2 2 1 Comparaison des parités et des cumuls des taux de fécondité.....	52
2 2 2 Ajustement des taux de fécondité observés.....	53
2 2 3 Reconstitution de la fécondité passée.....	55
Vue d'ensemble et sous-conclusion.....	63
Conclusion.....	65

Deuxième partie

Analyse de la mortalité : mortalité infanto-juvénile assez bien connue, mortalité adulte insuffisamment observée ; recours à la mortalité racontée par les proches pour faire une analyse cohérente.....67

Chapitre 1 L'estimation directe de la mortalité : en attendant l'amélioration et l'exploitation de l'état civil, les décès des enfants et des frères et sœurs recueillis lors des EDS représentent une alternative pour pallier les insuffisances des données de recensement ou de l'enquête classique.....70

Section 1 Rappel de quelques principes méthodologiques de l'analyse de la mortalité.....70

Paragraphe 1 Définition du phénomène et des populations qui lui sont attachées.....71

 1 1 La mortalité définie selon certaines caractéristiques.....71

 1 2 La définition des populations.....72

Paragraphe 2 Les hypothèses et les indices.....73

2 1 Les hypothèses.....	73
2 2 Les indices.....	75
Section 2 L'estimation des indices : des résultats encore éloignés de la réalité.....	76
Paragraphe 1 L'estimation de la mortalité infantile par les décès, et la survie parmi les naissances, des douze derniers mois avant la collecte.....	77
1 1 Le taux de mortalité infantile.....	78
1 2 Le taux de mortalité à 0 an révolu.....	80
1 3 Le quotient de mortalité infantile.....	81
Paragraphe 2 L'estimation de la mortalité au-delà du premier anniversaire.....	84
2 1 Les données obtenues par les sources traditionnelles.....	84
2 2 Les données des EDS.....	89
2 2 1 La mortalité juvénile.....	90
2 2 2 La mortalité adulte.....	93
Paragraphe 3 Tentative d'une estimation plus complète par l'association de la mortalité infantile et de la mortalité adulte.....	97
3 1 La transformation des taux, obtenus par les recensements et les enquêtes classiques, en quotients.....	97
3 2 Les quotients de mortalité obtenus par les EDS.....	101
Vue d'ensemble et sous-conclusion.....	104
Chapitre 2 L'estimation indirecte de la mortalité avec un double objectif : juger la qualité des données et faire face aux lacunes des événements des sources traditionnelles.....	105
Section 1 L'estimation indirecte de la mortalité passe obligatoirement par les tables types de mortalité.....	105
Paragraphe 1 Présentation des tables types de mortalité.....	105
Paragraphe 2 Compatibilité des données disponibles à l'utilisation des tables types comme outil d'analyse de la mortalité.....	107
Paragraphe 3 Les méthodes de substitution et leur validité en analyse de la mortalité.....	108
3 1 L'estimation de la mortalité infantile et juvénile par le nombre d'enfants survivants parmi les enfants nés vivants des femmes.....	109
3 2 L'estimation de la mortalité adulte par la proportion des orphelins.....	113
Section 2 De l'association de la mortalité infanto-juvénile et la mortalité adulte obtenues par l'estimation indirecte à la confrontation avec les résultats de l'estimation directe.....	119

Paragraphe 1 La transformation logit de Brass pour une double finalité : l'amélioration de l'estimation indirecte et celle de l'insuffisante représentativité des pays d'Afrique subsaharienne dans la série des tables de mortalité ayant permis d'estimer les réseaux des tables types.....	119
Paragraphe 2 La synthèse des méthodes classiques et méthodes de substitution.....	124
Sous-conclusion	131
Vue d'ensemble et conclusion.....	133

Troisième partie

Cohérence interne des phénomènes démographiques dans une population observée à différentes dates. Dynamique et modèle des populations.....	135
--	-----

Chapitre 1 La contribution des modèles de populations malthusiennes a la connaissance des phénomènes démographiques.....	137
--	-----

Section 1 Cadre général d'étude des populations malthusiennes.....	137
--	-----

Paragraphe 1 Les propriétés fondamentales des populations malthusiennes.....	137
--	-----

Paragraphe 2 Les cas particuliers des populations malthusiennes.....	145
--	-----

2 1 La population exponentielle.....	145
--------------------------------------	-----

2 2 La population stationnaire.....	146
-------------------------------------	-----

Section 2 L'application des modèles de population aux pays étudiés.....	148
---	-----

Paragraphe 1 Les relations fondamentales des populations semi-stables et leur application à base de statistiques imparfaites.....	148
---	-----

1 1 Quelques relations fondamentales des populations semi-stables.....	148
--	-----

1 2 Evolution de la structure par âge de la population et qualité des données.....	150
--	-----

1 2 1 Structure par âge.....	150
------------------------------	-----

1 2 2 Rapport de masculinité.....	151
-----------------------------------	-----

Paragraphe 2 Estimation des indicateurs par les relations des populations semi-stables.....	153
---	-----

2 1 Estimation des probabilités de survie par les effectifs de population.....	153
--	-----

2 1 1 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance constant pour tous les âges.....	155
--	-----

2 1 2 Les probabilités de survie dans l'hypothèse d'un taux de croissance fonction de l'âge.....	158
--	-----

2 2 Estimation des probabilités de survie par l'utilisation des décès.....	163
--	-----

2 2 1 Les décès non corrigés.....	164
-----------------------------------	-----

2 2 2 L'utilisation des décès corrigés par une variante de l'équation fondamentale de la dynamique des populations.....	167
---	-----

Vue d'ensemble et sous-conclusion.....	172
--	-----

Chapitre 2 L'accumulation des connaissances sur le passé et les possibilités de se projeter dans l'avenir.....	174
Section 1 L'évolution démographique dans le futur dans un contexte défavorable pour la mortalité et de manifestation des premiers signes de baisse de la fécondité.....	174
Paragraphe 1 L'implication de la fécondité reste considérable à cause de l'inertie des phénomènes démographiques aidé parfois en cela par l'immigration.....	174
1 1 Les pays dont l'ISF est relativement plus faible, avec tendance à la stabilité ou à la baisse.....	174
1 2 Les pays dont l'ISF est relativement le plus élevé affiche une tendance à la hausse.....	175
Paragraphe 2 La mortalité est-elle réellement en concurrence avec l'émigration comme on le stipule en analyse démographique?.....	176
Section 2 Avant la fiabilité des indicateurs, l'amélioration de la collecte.....	177
Paragraphe 1 Les phénomènes démographiques.....	177
1 1 Des hypothèses encore faibles et des indicateurs fragilement fiables.....	177
2 2 De la compatibilité ou non des sources aux objectifs et aux principes de l'analyse démographique	179
Paragraphe 2 Derrière un taux, un quotient ou un indice synthétique se cache un facteur ou une cause que les sources traditionnelles n'intègrent pas nécessairement.....	180
Vue d'ensemble et conclusion.....	181
Conclusion générale.....	182
Bibliographie.....	187
Annexes.....	195
Annexes 1 première partie.....	196
Annexes 2 deuxième partie.....	214
Annexes 3 troisième partie.....	268
Annexes 4 documents de collecte.....	291
1 Cameroun.....	292
2 Congo.....	316
3 Gabon.....	323
4 RCA.....	336
5 Tchad.....	348
Liste des tableaux.....	361

Liste des graphiques.....	364
Table des matières.....	367