

--
REPUBLIQUE DE CÔTE D'IVOIRE
Union – Discipline - Travail



INSTITUT NATIONAL
DE LA STATISTIQUE
B.P. V 55 ABIDJAN
Tél 20 21 05 38

**RECENSEMENT GÉNÉRAL DE LA POPULATION
ET DE L'HABITATION DE 1998
RGPH-98**

DECRET N° 97-683 DU 3 DECEMBRE 1997

RAPPORT D'ANALYSE

**Thème 4 : LA
MORTALITE**

DJEDJED ONENE
Démographe

BUREAU TECHNIQUE PERMANENT DU RECENSEMENT (BTPR)
Tél. : (225) 20.21.42.04 Fax : (225) 20.21.54.15

TABLE DES MATIERES

Avant- propos.....	3
Introduction.....	5
CHAPITRE 1 : CONTEXTE SOCIO-ECONOMIQUE ET SANITAIRE DU PAYS.....	7
1.1. Contexte géographique.....	7
1.2. Contexte socio-économique.....	8
1.3. Contexte sanitaire.....	10
CHAPITRE 2 : EVALUATION DES DONNEES.....	11
2.1. Méthodologie de collecte des données.....	11
2.2. Qualité des données.....	11
2.2.1. Méthode directe.....	11
2.2.2. Méthodologie d'analyse des données : ajustement des données.....	21
2.2.2.1. Choix d'un modèle de table-type.....	22
2.2.2.2. Construction de la table de mortalité.....	24
2.2.3. Méthodes indirectes.....	25
2.2.3.1. Survie des enfants.....	25
2.2.3.2. Survie des parents.....	32
2.2.3.3. Appariement.....	36
CHAPITRE 3 : NIVEAU ET STRUCTURE DE LA MORTALITE.....	39
3.1. Mortalité générale.....	39
3.2. Mortalité des enfants.....	41
3.3. Mortalité des adultes.....	41
CHAPITRE 4 : MORTALITE DIFFERENTIELLE.....	43
4.1. Mortalité selon le milieu de résidence.....	43
4.2. Mortalité selon la nationalité.....	45
CHAPITRE 5 : EVOLUTION DE LA MORTALITE.....	46
CONCLUSION.....	58
Bibliographie.....	60
Annexes 1 : Tables de mortalité.....	61
Annexes 2 : Principaux tableaux	67
Annexes 3 : Liste des principaux graphiques.....	68
Annexes 4 : Guide méthodologique d'évaluation des données.....	69

AVANT-PROPOS

En 1975, la Côte d'Ivoire inaugurerait véritablement l'ère des recensements démographiques avec la réalisation de son premier recensement général de la population du 12 avril au 15 mai 1975. En 1986, en publiant le décret n°86-389 du 4 juin 1986 portant institution et organisation du recensement décennal de la population et de l'habitat, le Gouvernement de la Côte d'Ivoire s'est résolument orienté dans la politique d'organisation régulière des recensements démographiques avec la réalisation en mars 1988, du deuxième recensement général de la population et de l'habitat. Cette volonté gouvernementale, à disposer de données socio- démographiques fiables et actualisées pour une meilleure prise en compte de la variable population dans la planification du développement de la nation, a été confirmée en 1997 par le décret n°97-683 du 3 décembre 1997, qui apporte des éléments nouveaux dans la structuration des organes du recensement notamment la création du Comité de Pilotage et de Suivi du Recensement doté en son sein d'un Bureau Technique Permanent du Recensement (BTPR), spécifiquement responsable de l'exécution des tâches techniques que nécessite le recensement.

Le Recensement Général de la Population et de l'Habitation de Côte d'Ivoire de 1998 (RGPH-98), troisième opération statistique du genre exécutée dans le pays, s'inscrit parfaitement dans cette logique ; il a été réalisé du 21 novembre au 20 décembre 1998 sur toute l'étendue du territoire national. Par rapport aux précédentes opérations, le questionnaire du recensement général de la population et de l'habitation de 1998 a été enrichi par l'insertion des questions relatives aux personnes handicapées physiques, à la formation professionnelle, aux conditions de vie des populations et à la mortalité au cours des douze derniers mois. En ce qui concerne l'analyse des données, 12 thèmes d'étude prioritaires ont été définis et, pour chacun d'eux, un plan d'analyse a été élaboré par des cadres nationaux bien avant la réalisation du dénombrement.

Le plan de publication des résultats du RGPH-98 adopté par le BTPR prévoit la production de ces résultats en 5 volumes articulés comme il suit:

Volume I : **Rapport général du recensement**

Tome 1 : Méthodologie générale

Tome 2 : Bilan de la collecte des données

Tome 3 : Bilan de l'exploitation des données

Tome 4: Rapport de l'enquête post-censitaire de couverture

Tome 5 : Rapport financier

Volume II : Données statistiques

- Tome 1 : Résultats par sexe et âge par région, département et milieu d'habitat
- Tome 2 : Résultats par sexe et âge par sous-préfecture et milieu d'habitat
- Tome 3 : Ethnie, nationalité, religion
- Tome 4 : Alphabétisation, instruction, fréquentation scolaire
- Tome 5 : Activités économiques
- Tome 6 : Nuptialité, fécondité, mortalité
- Tome 7 : Ménages
- Tome 8 : Conditions de vie des populations

Volume III : Données socio-démographiques et économiques des localités

- Tome 1 : Population des localités
- Tome 2 : Equipements socio-économiques des localités
- Tome 3 : Fiches monographiques des localités

Volume IV : Analyse des résultats

- Tome 1 : Etat et structures de la population
- Tome 2 : Migration urbanisation
- Tome 3 : Fécondité et besoin de planification familiale
- Tome 4 : Mortalité
- Tome 5 : Etat matrimonial, nuptialité
- Tome 6 : Alphabétisation, instruction, fréquentation scolaire
- Tome 7 : Activités économiques
- Tome 8 : Situation socio-économique de la femme
- Tome 9 : Situation socio-économique des enfants et des jeunes
- Tome 10 : Situation socio-économique des handicapés physiques
- Tome 11 : Situation socio-économique des personnes âgées
- Tome 12 : Caractéristiques des ménages et conditions de vie des populations

Volume V : Situation démographique nationale

- Tome 1 : Indicateurs démographiques et sociaux en 1998
- Tome 2 : Synthèse des principaux résultats du RGPH-98
- Tome 3 : Perspectives démographiques
- Tome 4 : Atlas des principaux résultats

Pour satisfaire les besoins en informations socio-démographiques du plus grand nombre possible d'utilisateurs, ces différentes publications des résultats du RGPH-98 qui couvrent l'éventail des résultats attendus, seront diffusés sur des supports très variés : brochures, cd-rom, Internet, etc.

La réussite du RGPH-98 a été le fruit d'une coopération efficace entre le Gouvernement d'une part, le Fonds des Nations Unies pour la Population (FNUAP), la Banque Mondiale, le Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF) et la Coopération Française d'autre part, au plan international. Puissent le Fonds des Nations Unies pour la Population (FNUAP), la Banque Mondiale, le Fonds des Nations Unies pour l'Enfance (UNICEF) et la Coopération Française trouver ici l'expression de notre profonde gratitude pour le soutien financier, matériel et technique qu'ils ont apporté pour garantir le succès de l'opération.

Au plan national, le succès du dénombrement a été rendu possible grâce à la collaboration étroite et fructueuse des autorités préfectorales, sous-préfectorales, municipales, traditionnelles qui n'ont ménagé aucun effort pour mobiliser les populations et pour apporter un soutien logistique conséquent aux équipes de recensement. A toutes ces autorités et à la population de Côte d'Ivoire, nous adressons nos vifs remerciements.

Nos plus vifs remerciements s'adressent enfin au Gouvernement de la Côte d'Ivoire qui, par la Déclaration de Politique Nationale de la Population adoptée en mars 1997, visant principalement l'amélioration du niveau de vie et du bien être des populations dans la perspective d'un développement humain durable, a inscrit en bonne place l'organisation décennale des recensements démographiques dans la stratégie en matière de population et développement, et surtout a fourni les moyens nécessaires à l'exécution satisfaisante de cette opération.

Le Directeur Général de l'INS

BA IBRAHIMA

INTRODUCTION

Selon le dictionnaire multilingue des Nations- Unies, l'étude de la mortalité vise à mesurer l'action de la mort sur les populations. Il s'agit donc de mettre en rapport le nombre de décès et le volume d'une population donnée.

Les possibilités d'analyse de la mortalité sont fonction des données disponibles dont les sources sont de trois ordres: le couple état civil / recensement qui, dans les pays développés donne des informations complètes; les recensements qui, dans certaines conditions, peuvent constituer la base d'une estimation de la mortalité inter-censitaire; les enquêtes démographiques qui visent explicitement à saisir les éléments nécessaires à l'étude du mouvement de la population, en particulier les décès et la population de référence. Ces sources, notamment l'état civil, ne fonctionnent pas toujours de manière satisfaisante en Afrique Noire. En outre, les sources de financement des enquêtes inter-censitaires sur fonds propres font souvent défaut. Cela pourrait expliquer que l'information précise et actuelle recherchée au niveau national est très rare.

En dépit de ces obstacles, les besoins en matière de données sur la mortalité sont réels et multiples. En effet, les études sur la mortalité se sont succédées à travers les données issues des opérations suivantes: Enquête à Passages Répétés de 1978/79 (EPR 78/79), Enquête Ivoirienne sur la Fécondité de 1980/81(EIF 80/81), Recensement Général de la Population et de l'Habitat de 1988 (RGPH 88), Enquêtes Démographiques et de Santé de 1994(EDS 94) et de 1998/99 (EDS 98/99). Pourquoi donc une étude sur la mortalité au recensement de 1998?

L'intérêt de l'étude de la mortalité réside d'abord dans le fait qu'il existe une relation étroite entre la mortalité et le niveau de la fécondité, qui elle, est en constante évolution. Les études de mortalité sont nécessaires dans les programmes de santé de la reproduction avec la mortalité maternelle élevée, de planification familiale, dans l'élaboration des projections de population, de la politique nationale de population, l'élaboration de la table de mortalité.

Outre les gouvernants et les ONG qui ont besoin de données actualisées et précises à des niveaux géographiques plus fins (sous-préfecture) sur le phénomène, les données de mortalité intéressent les chercheurs et autres partenaires au développement; ensuite, le recensement de 1998 permettra d'élucider des questions sur la survie des parents pour les orphelins âgés de moins de 15 ans. Il s'agira en effet de poser le problème des enfants qui vont à l'école alors qu'ils sont orphelins. Egalement, le recensement de 1998 permettra de poser le problème des décès des personnes âgées de 15 ans et plus. Cette borne inférieure de 15 ans étant en rapport étroit avec l'adolescence.

Après avoir défini le contexte socio-économique et sanitaire, on procédera à l'évaluation des données; puis on analysera le niveau et la structure de la mortalité; on fera également une analyse de la mortalité différentielle et enfin on envisagera les perspectives d'évolution du phénomène.

Mais auparavant, il importe de définir quelques concepts essentiels utilisés dans ce rapport d'analyse, ce sont:

- **Table de mortalité** : c'est l'ensemble des fonctions qui décrivent l'action de la mort sur les populations.

- **Taux de mortalité infantile ($1q_0$)** : c'est la probabilité de décéder avant le premier anniversaire. Il exprime le rapport en pour mille des décès d'enfants de moins d'un an enregistrés au cours d'une année aux naissances vivantes de l'année.
- **Quotient de mortalité juvénile ($4q_1$)** : il exprime la probabilité des enfants âgés de 1 an , de décéder avant leur cinquième anniversaire. Il est obtenu en rapportant les décès des enfants âges de 1 à 4 ans aux survivants de 1 an.
- **Espérance de vie à la naissance (e_0)** : c'est le nombre moyen probable d'années que les membres d'une génération peuvent espérer vivre à leur naissance.
- **Taux brut de mortalité (TBM)** : c'est le rapport du nombre annuel des décès observés dans une population moyenne au cours de la période d'observation.
- **Quotient de mortalité (aqx)** : il désigne la probabilité de décéder entre 2 âges x et $x+a$. Il s'exprime en faisant le rapport des décès de la table de mortalité entre les âges x et $x+a$ aux survivants de l'âge x .

CHAPITRE 1 - CONTEXTE SOCIO-ECONOMIQUE ET SANITAIRE DU PAYS

1.1 - Contexte géographique

La côte d'Ivoire occupe un territoire d'une superficie d'environ 322 000 km². Le pays est divisé au plan administratif en 19 régions, 58 départements, 231 sous-préfectures et 196 communes. La population ivoirienne est aujourd'hui (1998) de 15 366 672 habitants.

La société ivoirienne qui est en pleine mutation, est essentiellement caractérisée par:

- un accroissement rapide de la population (3,3°/o par an);
- une représentation presque égale des femmes (49 °/o) et des hommes (51°/o); les femmes en âge de procréer représentant 49,4 °/o;
- une urbanisation rapide et élevée (43°/o). Le milieu urbain étant dominé par la ville d'Abidjan (44 °/o de la population urbaine);
- une grande hétérogénéité ethnique atténuée par un brassage des populations (plus de 60 ethnies) et accentuée par une forte immigration étrangère (26 °/o d'étrangers africains et non africains);
- un répartition inégale de la population sur l'étendue du territoire traduisant les distorsions entre couches sociales et régions.

1.2 - Contexte socio-économique

L'environnement socio-économique se caractérise depuis 1980/81 par une récession économique et l'application de programmes d'ajustement structurel qui ont pour conséquence:

- la baisse du pouvoir d'achat général provoqué par le gel des salaires, la réduction du prix d'achat aux producteurs des principaux produits agricoles de base de l'économie ivoirienne (café et cacao). Le chômage est alors devenu une réalité perceptible. Ainsi, le revenu réel par habitant a baissé;
- la hausse du coût de la vie;
- la réduction générale des dépenses publiques en particulier dans les secteurs sociaux.

L'ensemble de ces mesures d'ajustement structurel et la crise économique ont eu des répercussions sur la situation des couches les plus vulnérables de la population (enfants, femmes, personnes âgées) et cela dans de nombreux domaines.

En matière de santé, la baisse du pouvoir d'achat a eu pour conséquence une baisse des dépenses de santé des ménages et une option implicite pour la médecine traditionnelle et informelle.

En ce qui concerne l'éducation, la réduction des dépenses publiques, combinée aux conséquences de la récession économique sur les ménages, ne permet pas de répondre à la demande sociale.

La disponibilité alimentaire se dégrade; en effet, bien qu'il n'y ait pas eu de pénurie alimentaire, certains produits demeurent chers pour une grande partie de la population.

L'accès à l'eau potable est peu satisfaisant. En effet, un peu plus de la moitié de la population (51,1°/o) a accès à l'eau courante et à l'eau de puits avec pompe. A Abidjan, 74 °/o des ménages vivant dans les habitations précaires avec des latrines surexploitées, achètent

l'eau à un puits ou à un robinet privé. Selon des estimations (1996) de la Direction de l'Eau, le taux de couverture en assainissement est de 35 % pour la population d'Abidjan et de 5% pour l'ensemble du pays.

Cet environnement socio-économique dégradé fait parler avec insistance du phénomène de pauvreté qui gagne les populations.

1.3 - Contexte sanitaire

Le contexte sanitaire se caractérise par une dégradation des infrastructures sanitaires, faute d'entretien, leur sous-équipement prononcé et une décroissance des différents indicateurs de santé. De ce fait, les efforts importants accomplis par l'Etat durant les deux premières de l'indépendance sont menacés depuis les années 80, par suite de l'amenuisement des ressources publiques, dû à la crise. En outre, malgré les efforts de formation du personnel de santé, leur nombre reste toujours insuffisant pour répondre aux besoins de la population. Selon les statistiques contenues dans le Plan National de Développement Sanitaire (PNDS) 1996-2005, au 31 décembre 1995, le Ministère de la Santé disposait de 16 536 agents dans le secteur public, pour s'occuper de la santé de plus de 14,5 millions de personnes. Cet effectif se répartit comme suit : 1329 personnels médicaux dont 255 professeurs, maîtres de conférence et assistants et 93 pharmaciens ; 6804 personnels paramédicaux ; 458 personnels techniques ; personnels sociaux ; 1366 personnels administratifs ; 5106 personnels des services généraux.

Globalement, le système sanitaire ivoirien reste difficilement accessible avec la fin de la gratuité des actes médicaux. De plus, le système sanitaire doit aujourd'hui faire face à la pandémie de VIH / SIDA qui pose le problème de la prise en charge d'un nombre croissant de malades.

Avec cet environnement sanitaire dégradé et face aux problèmes démographiques, l'Etat a mis en place un Programme National de Développement Sanitaire (PNDS) qui se traduit par le développement de 7 programmes majeurs subdivisés en sous-programmes, pour la période 1996-2005. Ainsi avons-nous :

1- le programme d'amélioration de l'accessibilité aux services sanitaires: ce programme comporte les sous-programmes de Développement des infrastructures et de Promotion de la mutualisation du risque de maladie;

2- le programme de promotion des soins de santé primaire par la mise en oeuvre du paquet minimum d'activités (PMA) : Ce programme est certainement le plus dense car il comporte 13 sous-programmes:

3- le programme d'amélioration de la gestion: il comprend 4 sous-programmes: Renforcement de la capacité institutionnelle, Renforcement de la déconcentration, Renforcement du système d'information, Mise en place d'une gestion économique;

4- le programme d'amélioration de la multisectorialité et du partenariat avec les autres acteurs : ce programme comprend 3 sous-programmes: Développement du secteur privé, Collaboration avec les communes, Développement du partenariat avec le secteur associatif (ONG, Club Services, Mutuelles de développement);

5- le programme de développement et utilisation optimale des ressources humaines : il comprend la Révision des curricula des formations professionnelles initiales, la Révision des curricula de formation continue, la Maîtrise des effectifs et la Promotion des personnels;

6- le programme de Promotion de la recherche : il comprend la Recherche en sciences de la santé, la Recherche en sciences sociales, la Recherche en sciences de la gestion ;

7- le programme d'Elaboration des normes.

Ce plan a permis de faire l'analyse générale de la situation de la santé en Côte d'Ivoire, d'établir le diagnostic, de définir la politique et d'identifier les stratégies en matière de développement sanitaire.

De cette analyse de situation, il ressort les points suivants :

- une fécondité précoce et encore élevée. La prévalence contraceptive moderne est faible (de 4% selon l'EDS 94 à 10,5% selon l'EDS 98). Cette sexualité précoce se traduit en termes de grossesses précoces, d'avortements à risques et de MST ;
- un rapport de mortalité maternelle qui demeure l'un des plus élevés dans la sous-région et se situe à 597 décès pour 100 000 naissances vivantes (EDS 94). Moins de la moitié des naissances (47% à l'EDS 98/99) sont assistées par un professionnel de la santé. Plus d'une femme sur deux accouche encore à domicile et une naissance sur trois a lieu sans assistance médicale ;
- une mortalité infantile qui reste élevée. Le paludisme, les infections respiratoires aiguës, les maladies diarrhéiques, les infections au VIH/SIDA grèvent lourdement la morbidité et la mortalité infantiles ;
- un taux de séro-prévalence du VIH/SIDA atteignant 11% pour l'ensemble de la population dont les trois quarts sont âgés de 15 à 45 ans en 1998. On note aussi une insuffisance de la prise en charge adéquate des MST. Plus de 60% des jeunes de 15 à 24 ans à Abidjan n'utilisent jamais de préservatifs ;
- des pratiques traditionnelles néfastes à la santé telles les mutilations génitales féminines, un lévirat, des unions forcées et précoces qui sont encore courantes. La prévalence des mutilations génitales féminines est passée de 43% (EDS 94) à 45% (EDS 98/99). Chez les jeunes filles de 15 à 19 ans, ce taux est passé de 35% (EDS 94) à 41% (EDS 98/99).

Pour faire face à cette situation, le gouvernement a jugé nécessaire de mettre en place une Politique de Santé de la Reproduction dont le but est l'amélioration du niveau de vie et du bien-être des populations dans la perspective d'un développement durable, ainsi que la maîtrise de la croissance naturelle de la population.

CHAPITRE 2 - EVALUATION DES DONNEES

2.1. Méthodologie de collecte des données

2.1.1 - Décès des 12 derniers mois

La question sur les décès des 12 derniers mois dans le ménage permet de façon directe, d'obtenir le nombre total de décès survenus au cours de la période annuelle qui se termine à la date du recensement. Outre le volume global des décès, il est possible de calculer le nombre total de décès annuels par sexe et âge du défunt, selon le milieu de résidence.

Malheureusement, la collecte des données sur la mortalité dans les pays d'Afrique Noire se heurte à beaucoup d'obstacles que, face à la mort, commandent les civilisations et les croyances des personnes. En Côte d'Ivoire, les réticences à l'égard de l'expression même de la mort sont nombreuses. Il n'est pas interdit d'en parler, mais il faut savoir comment en parler. Par exemple, dans la société BAOULE, on dira d'un roi qui vient de mourir qu'il a mal aux pieds. Ailleurs, on ne parlera pas de la mort d'un enfant attribuée à un sorcier pour ne pas attirer l'attention de ce dernier sur l'enfant suivant. De ce fait, l'enregistrement des décès pour le calcul direct des indicateurs de mortalité n'est pas aisé. Les résultats du recensement pilote de 1987 ont montré que l'étude directe de la mortalité dans une opération d'envergure comme le recensement général de la population est sujette à caution. En dépit des différentes difficultés, nous nous en tenons à la situation présentée par le recensement de 1998.

2.1.2 - Parité atteinte et survie des enfants

Elles se rapportent à l'étude de la mortalité aux jeunes âges qui se traduit par la survie des enfants basée sur la méthode des proportions d'enfants décédés. Les données sont fournies par les questions sur le nombre total d'enfants nés vivants selon le sexe par femme, le nombre d'enfants encore en vie selon le sexe par femme, la répartition des femmes en âge de procréer.

L'utilisation des méthodes indirectes n'est pas plus aisée car il y a de nombreux risques d'omissions d'enfants décédés juste après leur naissance. En outre, la connaissance approximative des âges risque de fausser l'estimation qui est faite du niveau de la mortalité. La notion d'enfants nés vivants n'étant pas toujours évidente pour toutes les femmes. Ces différentes considérations risquent de rendre peu significatives la valeur de l'espérance de vie à la naissance.

Nous aurions pu apprécier également la méthode directe à partir de l'analyse des données issues du recensement pilote de janvier 1998 qui permettent d'utiliser la méthode directe et les méthodes indirectes. Cette façon de procéder devrait permettre de déterminer la méthode qui donne les meilleurs résultats. Toutefois, l'INS a voulu tester pour une fois la mesure directe de la mortalité à côté des mesures indirectes afin d'en apprécier l'ampleur de la qualité. Ainsi, les deux approches ont été utilisées.

2.1.3 - Survie des parents

Elle se rapporte à l'étude de la mortalité aux âges adultes qui se traduit par la survie des parents basée sur la méthode des proportions d'orphelins. Les données sont fournies par les questions sur la survie de la mère, la survie du père.

Les enfants en bas âge ne connaissant pas la situation de survie de leurs ascendants, la méthode de collecte connaît aussi des limites à ce niveau.

2.2 – Qualité des données

2.2.1. Méthode directe

La méthode directe est relative à la question sur les décès survenus dans le ménage au cours des 12 derniers mois. La période des 12 derniers mois qui traduit l'observation directe aboutit nécessairement à des omissions et à l'effet de télescopage. Pour apprécier la qualité des données issues de cette méthode, on utilisera la répartition des taux de mortalité par âge ou groupe d'âges et voir si les écarts ne sont pas trop grands.

Tableau 2.1 : Répartition des décès par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âge	Hommes	Femmes	TOTAL
0 an	2 765	2 435	5 200
1-4 ans	11 846	9 861	21 707
5-9 ans	3 403	2 987	6 390
10-14 ans	6 428	2 170	8 598
15-19 ans	1 986	2 539	4 525
20-24 ans	3 043	4 839	7 882
25-29 ans	3 547	4 505	8 052
30-34 ans	4 036	4 292	8 328
35-39 ans	3 788	3 352	7 140
40-44 ans	3 770	2 845	6 615
45-49 ans	3 071	2 280	5 351
50-54 ans	3 517	2 475	5 992
55-59 ans	2 261	1 702	3 963
60-64 ans	3 358	2 612	5 970
65- 69 ans	2 318	1 753	4 071
70-74 ans	3 067	2 300	5 367
75-79 ans	1 836	1 339	3 175
80 &+	4 810	4 798	9 608
ND	3 374	18 884	22 258
TOTAL	72 224	77 968	150 192

NB : les décès d'âge non déclaré seront redistribués par groupe d'âges

Tableau 2.2 : Répartition des décès annuels par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Décès observés		
	Hommes	Femmes	Total
Ensemble Côte d'Ivoire	72 224	77 968	150 192
Abidjan	9 225	8 895	18 120
Urbain	21 919	23 664	45 583
Rural	50 305	54 304	104 609

NB: Urbain = ensemble urbain y compris la ville d'Abidjan

Tableau 2.3 : Répartition de la population par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	228 854	225 219	454 073
1-4 ans	968 647	932 680	1 901 327
5-9 ans	1 208 232	1 139 275	2 347 507
10-14 ans	977 284	919 327	1 896 611
15-19 ans	845 108	877 842	1 722 950
20-24 ans	773 970	770 772	1 544 742
25-29 ans	646 603	628 599	1 275 202
30-34 ans	532 243	518 570	1 050 813
35-39 ans	422 709	405 912	828 621
40-44 ans	335 127	302 180	637 307
45-49 ans	254 626	213 900	468 526
50-54 ans	189 840	173 480	363 320
55-59 ans	143 206	125 917	269 123
60-64 ans	116 744	108 461	225 205
65- 69 ans	83 963	71 027	154 990
70-74 ans	54 818	47 510	102 328
75-79 ans	30 114	25 565	55 679
80 &+	32 535	35 813	68 348
TOTAL	7 844 623	7 522 049	15 366 672

Tableau 2.4 : Répartition de la population par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Population moyenne		
	Hommes	Femmes	Total
Ensemble Côte d'Ivoire	7 844 623	7 522 049	15 366 672
Abidjan	1 451 341	1 426 607	2 877 948
Urbain	3 329 944	3 199 194	6 529 138
Rural	4 514 679	4 322 855	8 837 534

Par ailleurs, ces effectifs de décès rapportés à la population moyenne au cours de l'année permettent de calculer les indicateurs suivants:

- les indicateurs de mortalité générale (taux brut de mortalité ou TBM);
- les indicateurs de mortalité par sexe et âge dans les différents groupes de population (taux de mortalité par âge) ;

En ce qui concerne les indicateurs de mortalité générale (taux brut de mortalité), on note une évolution d'une opération démographique à l'autre comme présentée dans le tableau ci-dessous (tableau 2.5).

Tableau 2.5 : Evolution du TBM aux différentes opérations

Milieu de résidence	TBM (‰) RGPH 98	TBM estimés au RGPH 88	TBM à l'EPR 78	TBM estimés avant EPR
Ens. CI	9,77	12,3	17	24
Urbain	6,98	12,8	14	22
Abidjan	6,30	8,9	9	18
Rural	11,84	15	20	26

Le taux brut de mortalité (TBM) est le rapport du nombre annuel des décès observés dans une population à l'effectif moyen de cette population au cours de la période d'observation (selon le dictionnaire multilingue de démographie). Ici, la population moyenne considérée est la population obtenue au recensement de 1998.

Les taux bruts de mortalité ainsi obtenus se présentent comme suit: 9,8 ‰ pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire, Ville d'Abidjan 6,3 ‰, le milieu urbain y compris la ville d'Abidjan 7,0 ‰ et le milieu rural 9,4 ‰.

Ces taux semblent bas compte tenu du contexte de mortalité de la Côte d'Ivoire. En effet, même s'il n'y a pas eu de catastrophe particulière (guerre, épidémies, autres calamités naturelles), il n'en demeure pas moins vrai que la pandémie du SIDA sévit de façon persistante et mortelle en Côte d'Ivoire. On peut également citer d'autres causes de décès et non des moindres telles que le paludisme, la tuberculose, les accidents de la route, les maladies diarrhéiques, La faiblesse des taux bruts de mortalité nous semblent curieuse également en raison de la dégradation du pouvoir d'achat des ménages pour lequel les populations fréquenteraient très peu les formations sanitaires, etc. Tous ces facteurs conjugués contribueraient à accroître le nombre de décès au sein de la population.

Par sexe et selon le milieu de résidence, les TBM présentent pratiquement les mêmes niveaux comme en témoigne le tableau ci-dessous:

Tableau 2. 6 : Taux brut de mortalité (en pour mille) par milieu de résidence selon le sexe : données observées a RGPH-98

Milieu de résidence	Hommes	Femmes	Total
Ens. CI	9,2	10,4	9,8
Abidjan	6,4	6,2	6,3
Urbain	6,6	7,4	7,0
Rural	11,1	12,6	11,8

Les taux bruts traduisent les différences de mortalité entre les milieux de résidence et entre les sexes.

Concernant les indicateurs de mortalité par sexe et âge dans les différents groupes de population, il s'agit des taux de mortalité par âge. Cet indicateur se définit comme étant le rapport des décès annuels entre 2 âges consécutifs (x et x+1 ou x et x+5), à la population moyenne du groupe d'âges considéré.

Tableau 2.7 : Taux de mortalité par âge en pour mille: Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	12,67	14,27	13,46
1-4 ans	12,83	13,95	13,38
5-9 ans	2,95	3,46	3,20
10-14 ans	6,90	3,11	5,07
15-19 ans	2,47	3,82	3,15
20-24 ans	4,12	8,28	6,20
25-29 ans	5,75	9,46	7,58
30-34 ans	7,95	10,92	9,42
35-39 ans	9,40	10,90	10,13
40-44 ans	11,80	12,42	12,10
45-49 ans	12,65	14,07	13,30
50-54 ans	19,43	18,83	19,14
55-59 ans	16,56	17,84	17,16
60-64 ans	30,17	31,78	30,95
65- 69 ans	28,96	32,57	30,61
70-74 ans	58,69	63,88	61,10
75-79 ans	63,96	69,12	66,33
80 &+	155,09	176,79	166,46
TOTAL	9,21	10,37	9,77

Le TBM et les taux de mortalité par âge ci-dessus évoqués permettront d'apprécier avec aisance le niveau et la structure par sexe et âge de la mortalité générale. A partir de la structure de la mortalité, seront calculés des indicateurs de mortalité infantile et de mortalité juvénile.

Il faut remarquer que la faiblesse des taux bruts de mortalité observés est liée à la qualité des données

Par ailleurs, un des objectifs majeurs de l'étude de la mortalité est de construire la table de mortalité de l'ensemble du pays pour laquelle il faut donner un aperçu méthodologique. Pour cela, à partir des données observées, on calcule les taux de mortalité du moment que l'on transformera par la suite en quotients de mortalité. La série des quotients de mortalité débouchera sur le calcul de l'espérance de vie à la naissance, et des espérances de vie par âge. Ces indicateurs donnent une idée précise de la mortalité générale.

Pour cela, on note que, le passage des taux aux quotients à partir des données observées a donné une série de quotients de mortalité qui semblent plus cohérents.

On calcule les taux de mortalité par âge, par la formule ${}_a m_x = D_x / P_x$.

Avec les naissances de l'année auxquelles on rapporte les décès de la même année, on calcule le quotient de mortalité infantile (1qo). La série des taux de mortalité par âge et sexe selon le milieu de résidence a été calculée de cette façon.

Les taux ainsi calculés aux différents âges sont transformés en quotients de mortalité selon la formule suivante :

$${}_a q_x = \frac{2 * a * m_x}{2 + a * m_x}$$

A partir de la série des $a q_x$, on calcule les autres grandeurs de la table en prenant pour racine de la table $S_0 = 1000, 10000, 100\ 000$ (soit un multiple de 10).

La série des survivants (S_x) de la table s'obtient par soustraction des décès d'un âge donné, des survivants du même âge : $S_{x+1} = S_x - D_x$, $x = \text{âge}$

La série des décès de la table s'obtient par la formule $D_x = S_x * a q_x$

On calcule ensuite la série de la population stationnaire associée à la table par la formule ${}_a L_x = a * \frac{S_x + S_{x+a}}{2}$

Quant à L_0 la formule est : $L_0 = \alpha S_0 + (1 - \alpha) S_1$

Avec $\alpha = 0,25$ si la mortalité est basse (1qo <100‰) et $\alpha = 0,35$ si la mortalité est élevée (1qo >100‰) :

Les effectifs de population stationnaire sont cumulés à partir de l'âge le plus élevé jusqu'à l'âge le plus bas (0 an). Ces effectifs cumulés désignés par T_x sont les années-vécues.

La série des espérances de vie par âge est obtenue en divisant le nombre d'années vécues par les survivants à chaque âge. On aboutit ainsi à l'espérance de vie à la naissance qui est un des paramètres d'entrée dans les tables-types, en vue de rechercher le modèle de mortalité.

Ainsi, on obtient la table de mortalité construite pour le sexe masculin au niveau national par exemple, à partir des décès observés au recensement de 1998.

Tableau 2.8 : Table de mortalité, Ensemble Côte d'Ivoire, sexe masculin, 1998, issue des données observées

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	12,69	100 000	1 269	99 048	5 881 278	58,81
1-4 ans	50,03	98 731	4 940	381 885	5 782 230	58,57
5-9 ans	14,66	93 792	1 375	465 520	5 400 345	57,58
10-14 ans	33,91	92 416	3 134	454 246	4 934 825	53,40
15-19 ans	12,25	89 282	1 094	443 676	4 480 579	50,18
20-24 ans	20,41	88 188	1 800	436 442	4 036 903	45,78
25-29 ans	28,36	86 388	2 450	425 816	3 600 461	41,68

30-34 ans	39,00	83 938	3 273	411 507	3 174 645	37,82
35-39 ans	45,92	80 665	3 704	394 062	2 763 139	34,25
40-44 ans	57,31	76 960	4 411	373 774	2 369 076	30,78
45-49 ans	61,32	72 549	4 449	351 626	1 995 302	27,50
50-54 ans	92,67	68 101	6 311	324 727	1 643 676	24,14
55-59 ans	79,52	61 790	4 913	296 666	1 318 949	21,35
60-64 ans	140,28	56 877	7 979	264 436	1 022 283	17,97
65- 69 ans	135,03	48 898	6 602	227 982	757 847	15,50
70-74 ans	255,90	42 295	10 824	184 417	529 865	12,53
75-79 ans	275,70	31 472	8 677	135 667	345 448	10,98
80 &+	558,78	22 795	12 737	209 781	209 781	9,20

Les espérances de vie par âge calculés semblent également cohérentes entre elles. Mais elles sont incohérentes avec les niveaux de quotient de mortalité infantile ; les niveaux de ces indicateurs s'apparentant avec ceux des pays développés. Ces tables révèlent également des incohérences entre les niveaux de la mortalité infantile et ceux de la mortalité juvénile (par exemple, $1q_0 = 12,7\%$ et $4q_1 = 50,0\%$). Par ailleurs, compte tenu de la qualité défectueuse des données, on s'attend à une espérance de vie à la naissance anormale au regard du quotient de mortalité infantile anormalement bas. Ce qui est effectivement le cas (58,81 ans pour $1q_0 = 12,69\%$ contre 53,7 ans pour $1q_0 = 97\%$ au RGPH88). Il faut donc procéder à des ajustements.

A priori, il n' existe pas de lien étroit entre une espérance de vie à la naissance élevée et un taux brut de mortalité minimal, car l'effet de structure intervient dans le calcul de l'espérance de vie à la naissance. Par contre, ce lien pourrait s'avérer évident entre le quotient de mortalité infantile et l'espérance de vie. En effet, une mortalité élevée est caractérisée par un quotient de mortalité infantile élevé et une espérance de vie à la naissance relativement basse et vice-versa pour une mortalité en baisse.

L'ensemble des tables construites donnent les indicateurs selon le tableau ci-après :

Tableau 2.9 : Indicateurs de mortalité par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Sexe	INDICATEURS		
		e0	1q0	4q1
Ensemble CI	Masculin	58,81	12,69	50,03
	Féminin	56,68	14,28	54,29
	2 sexes	57,74	13,48	52,12
Abidjan	Masculin	62,07	9,30	35,12
	Féminin	61,47	11,11	37,58
	2 sexes	62,00	10,20	36,32
Urbain	Masculin	62,33	9,41	39,15
	Féminin	60,08	11,59	43,50
	2 sexes	51,35	18,66	68,70
Rural	Masculin	56,35	14,44	56,09
	Féminin	54,27	15,66	60,68
	2 sexes	55,27	15,05	58,37

Ces résultats sont présentés juste pour mettre en évidence la qualité défectueuse des données collectées. Elles ne sont donc pas à utiliser.

Ainsi, on remarque que les espérances de vie à la naissance obtenues à partir des tables issues des données observées sont en moyenne de 56 ans pour 1q0 égale en moyenne à 13,98 ‰. Cela paraît anormal eu égard aux conditions socio-économiques (baisse du pouvoir d'achat des populations) et sanitaires du pays (les infrastructures existent certes, mais les populations les fréquentent peu du fait que les soins sont à des coûts prohibitifs). La baisse du pouvoir d'achat des populations devrait laisser supposer une mortalité élevée (1q0 élevé et e0 bas). Parce que les populations fréquentent très peu les formations sanitaires, l'Etat a élaboré le Plan National développement Sanitaire (PNDS), en vue de faciliter les conditions d'accès à la médecine moderne.

Les quotients de mortalité infantile correspondent à des niveaux des pays développés dont l'espérance de vie est très élevée. En se référant par exemple à la table de mortalité féminine par âge de la Belgique 1983-1986 (e0 = 77,76 ans et 1q0 = 8,24 ‰) qui est un pays développé, on conclut tout de suite que les espérances de vie calculées ici sont incohérentes. Avec également les quotients de mortalité infantile qui sont en incohérence avec les quotients de mortalité juvénile (1q0 = 14 ‰ et 4q1 = 52 ‰), il y a donc lieu de rechercher le niveau et le modèle de mortalité acceptables pour la Côte d'Ivoire.

Un autre indicateur qui peut être obtenu des données observées, c'est le taux de mortalité infantile qui s'obtient de façon directe.

Cet indicateur qui exprime le taux à 0 an est d'une importance particulière. Il constitue généralement un très bon indicateur des conditions de mortalité dans une population donnée. On le définit comme le rapport des décès de moins d'un an aux naissances vivantes de l'année (au RGPH-98, il s'agit des naissances des 12 derniers mois).

Il est à remarquer que le dénominateur n'est pas l'effectif moyen, mais l'effectif initial (les naissances).

Pour le calcul du taux de mortalité infantile, il importe de prendre certaines précautions : Ces précautions sont liées d'abord aux enfants déclarés sans vie du fait notamment de leur décès avant même la déclaration de naissance, alors qu'en réalité, ils sont nés vivants. Ces enfants risquent d'avoir été exclus. Ensuite, les décès au cours d'une année, d'enfants de moins d'un an proviennent de naissances de l'année et de naissances de l'année précédente .

Tableau 2.10 : Taux de mortalité infantile par sexe selon le milieu de résidence en Côte d'Ivoire, RGPH-98

Milieu de résidence	Naissances	Décès	TMI (‰)
Ensemble CI			
- Hommes	295 280	2 900	9,82
- Femmes	330 102	3 213	9,73
- Total	625 382	6 114	9,77
Abidjan			
- Hommes	43 359	324	7,47
- Femmes	49 018	382	7,79
- Total	92 377	706	7,64
Urbain			
- Hommes	54 550	753	13,80
- Femmes	60 364	904	14,98
- Total	114 914	1 657	14,42
Rural			
- Hommes	192 151	2 146	11,17
- Femmes	214 834	2 301	10,71
- Total	406 985	4 448	10,93

Il aurait été intéressant de rapprocher ces niveaux avec ceux des pays voisins, en vue de mieux apprécier la qualité de l'information. Mais les données récentes de ces pays ne sont pas disponibles.

Néanmoins des indicateurs de mortalité des enfants obtenus à partir de l'EDS réalisée dans quelques pays africains nous donnent une idée de la situation comme résumée dans le tableau ci-dessous (tableau 2.11) :

Tableau 2.11 : Indicateurs de mortalité issus des EDS de quelques pays africains

PAYS	Quotients de mortalité (‰)					Taux de mortalité maternelle
	NN	PNN	1qo	4q1	5qo	
<i>Burkina Faso (1998/99)</i>						
Urbain	30,9	36,5	67,4	66,2	129,1	-
Rural	45,1	68,1	113,2	137,1	234,7	-
Total	40,8	64,6	105,3	127,1	219,1	484
<i>Cameroun (1998)</i>						
Urbain	31,7	29,3	61,0	53,0	110,7	-
Rural	4,3	42,5	86,9	80,2	160,1	-
Total	37,2	39,8	77,0	79,9	150,7	430
<i>Côte d'Ivoire (1998/99)</i>						
Urbain	46,5	38,2	84,7	44,3	125,2	-
Rural	59,8	64,0	123,9	83,2	196,8	-
Total	62,2	49,9	112,2	77,2	180,7	597
<i>Togo (1998)</i>						
Urbain	40,7	24,6	65,3	38,4	101,3	-
Rural	42,9	42,2	85,0	79,1	157,4	-
Total	41,3	38,5	79,7	72,3	146,3	478

Source: Enquêtes Démographiques et de Santé en Afrique de l'Ouest : Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Togo, juin 1999 (Bernard Barrère, Gora Mboup, Mohamed Ayad)

La comparaison entre les résultats du RGPH-98 et ceux de l'EDS 98 n'est pas très aisée. Car les insuffisances relevées pour le RGPH-98 existent à l'EDS de par la méthode de collecte des données.

Toutefois, l'EDS 98 constitue l'opération la plus récente, réalisée presque à la même période que le RGPH-98. Elle fournit alors les indicateurs de mortalité infantile les plus récents. De ce fait, elle constitue la référence pour le choix de l'hypothèse de tendance.

Dans le cas où ces enfants, orphelins de mère, seraient en nombre important et où leur mortalité serait différente des enfants dont la mère est en vie (ce qui est certainement le cas), les niveaux de mortalité s'en trouveraient affectés.

Malgré ces critiques à l'endroit de l'EDS, force est de constater que les taux de mortalité infantile obtenus à partir des données observées du RGPH-98 ne sont pas bons, car très bas. C'est la preuve que les données collectées sur les décès des enfants de moins d'un an ne sont pas de bonne qualité.

On pourrait apprécier la surmortalité masculine ou la surmortalité féminine à certains âges à partir du rapport de masculinité des quotients de mortalité .

D'autre part, le rapport de masculinité des quotients de mortalité par groupe d'âges permet d'apprécier la surmortalité masculine ou la surmortalité féminine à certains âges.

**Tableau 2.12 : Rapport de masculinité (RM) des quotients de mortalité
Ensemble Côte d'Ivoire**

Groupe d'âges	Quotients de mortalité		RM
	Hommes	Femmes	
0 ans	12,69	14,28	0,888
1-4 ans	50,03	54,29	0,922
5-9 ans	14,66	17,15	0,855
10-14 ans	33,91	15,45	2,195
15-19 ans	12,25	18,90	0,648
20-24 ans	20,41	40,58	0,503
25-29 ans	28,36	46,19	0,614
30-34 ans	39,00	53,16	0,734
35-39 ans	45,92	53,04	0,866
40-44 ans	57,31	60,25	0,951
45-49 ans	61,32	67,94	0,903
50-54 ans	92,67	89,90	1,031
55-59 ans	79,52	85,38	0,931
60-64 ans	140,28	147,20	0,953
65- 69 ans	135,03	150,58	0,897
70-74 ans	255,90	275,43	0,929
75-79 ans	275,70	294,67	0,936
80 &+	558,78	613,02	0,912

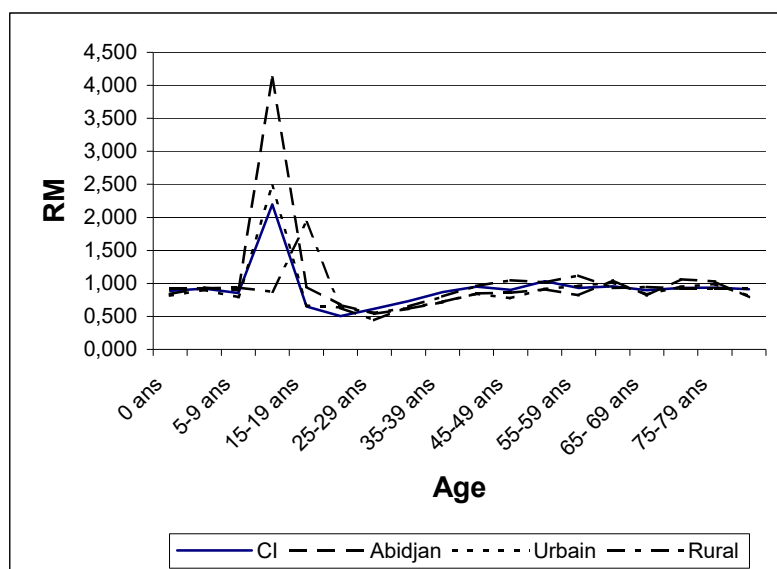
Lorsqu'à tous les âges, le risque de mourir pour les hommes est supérieur à celui des femmes, le rapport de masculinité décroît avec l'âge. Pour certains âges de surmortalité masculine, il est décroissant et pour certains âges de surmortalité féminine, le rapport est croissant. Ces cas d'alternance pourraient s'expliquer si les données sont bonnes, par l'interférence avec certains phénomènes tels que les migrations concernant un sexe ou une tranche d'âges donnée. Dans le cas du sexe masculin pour l'ensemble Côte d'Ivoire, les irrégularités sont fréquentes.

Tous ces éléments évoqués plus haut amènent à émettre de sérieuses réserves quant la qualité des données observées. Ce constat a été corroboré par la construction d'une table de mortalité dont le niveau des indicateurs est révélateur de la mauvaise qualité des données observées (décès).

Tableau 2.13 : Rapport de masculinité des quotients de mortalité selon le milieu de résidence

Groupe d'âge	Côte d'Ivoire	Abidjan	Urbain	Rural
0 ans	0,888	0,837	0,812	0,922
1-4 ans	0,922	0,934	0,900	0,924
5-9 ans	0,855	0,897	0,790	0,935
10-14 ans	2,195	4,115	2,476	0,874
15-19 ans	0,648	0,949	0,664	1,924
20-24 ans	0,503	0,672	0,636	0,629
25-29 ans	0,614	0,536	0,554	0,441
30-34 ans	0,734	0,616	0,629	0,650
35-39 ans	0,866	0,718	0,718	0,798
40-44 ans	0,951	0,850	0,843	0,961
45-49 ans	0,903	0,857	0,775	1,047
50-54 ans	1,031	0,909	0,915	1,012
55-59 ans	0,931	0,819	0,958	1,120
60-64 ans	0,953	1,047	1,011	0,930
65- 69 ans	0,897	0,813	0,836	0,948
70-74 ans	0,929	1,062	0,952	0,923
75-79 ans	0,936	1,030	0,990	0,928
80 &+	0,912	0,792	0,809	0,924

Graphique 2.1: Courbes des rapports de masculinité des quotients de mortalité (surmortalité masculine) par milieu de résidence



Un autre indicateur d'appréciation de la qualité des données est le taux de survie inter-censitaire. Son intérêt réside dans le fait qu'il devrait permettre de déterminer des niveaux de mortalité. En clair, les taux de survie présentés dans le tableau 2.14 devraient généralement être inférieurs à 1 si c'est seulement le phénomène de mortalité qui se manifeste. Mais il faut noter que les migrations au sein d'une génération donnée ne sont pas négligeables. C'est ainsi qu'on a des taux irréguliers dans le tableau 2.14.

Tableau 2.14 : Taux de survie 1988/1998

aP_x	Hommes	Femmes	Total
0P ₉	0,909	0,879	0,894
5P ₁₄	0,964	1,042	1,002
10P ₁₉	1,229	1,313	1,269
15P ₂₄	1,326	1,171	1,245
20P ₂₉	1,065	0,995	1,030
25P ₃₄	0,929	0,900	0,914
30P ₃₉	0,918	0,934	0,925
35P ₄₄	0,879	0,868	0,874
40P ₄₉	0,914	0,935	0,924
45P ₅₄	0,786	0,796	0,790
50P ₅₉	0,822	0,909	0,862
55P ₆₄	0,729	0,757	0,741
60P ₆₉	0,693	0,731	0,710
65P ₇₄	0,515	0,542	0,527
70P ₇₉	0,515	0,588	0,550
75P ₈₄	1,046	1,349	1,191

2.2.2 - Méthodologie d'analyse des données: ajustement des données

2.2.2.1 - Choix d'un modèle de table- type

1°/ -Choix de la famille de table - type de mortalité.

TRUSSELL a calculé les multiplicateurs à partir des tables de Coale et Demeny. L'espérance de vie en Côte d'Ivoire est connue à partir de l'EPR(78). Elle a été calculée au RGPH 88 (53,6 ans pour le sexe masculin, 57,2 ans pour le sexe féminin et 55 ans pour les 2 sexes réunis). Avec l'espérance de vie, on relève dans la table, la série correspondante des taux correspondants à la famille Ouest : puis avec les données observées de l'EPR(78) on établit les écarts relatifs des quotients du schéma de mortalité ivoirienne par rapport à celui de la famille Ouest: $(q_{CI} - q_w) / q_w$.

La famille est choisie à partir des caractéristiques suivantes : Si par rapport à la famille Ouest on observe:

* une faible mortalité relative à moins d'un an mais forte mortalité relative des enfants au-dessus d'un an, on peut opter pour la famille Nord.

* forte mortalité relative de 1 à 5 ans et aux âges élevés faible mortalité ralentie entre 40 et 60 ans, on peut opter pour la famille Sud.

2°/ -Calcul des multiplicateurs

Une fois que la famille est choisie, on se servira des coefficients adéquats pour déterminer les multiplicateurs (TRUSSELL):

$$k(i) = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + c(i) \frac{P(2)}{P(3)}$$

3°/ -Calcul du quotient de mortalité entre la naissance et l'âge x

$$q(x) = k(i) + D(i)$$

(pour chaque $q(x)$, il convient d'utiliser le $k(i)$ correspondant).

4°/ -Calcul du temps de validité des quotients

Puisqu'il y a eu variation de la mortalité, ces quotients de mortalité qu'on vient de calculer se rapportent à une période donnée avant le recensement ; ce temps est estimé par

$$t(i) = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + C(i) \frac{P(2)}{P(3)}$$

On procède à la recherche du modèle et du niveau de mortalité dans les tables-types. On aboutit à un ajustement des données qui, rapprochées avec les données d'opérations antérieures (EPR 78/79, RGPH 88, EDS 94 et EDS 98) permettent de choisir le modèle et le niveau de mortalité du cas ivoirien.

Au RGPH 88, $1q_0 = 103,4 \text{ ‰}$, $4q_1 = 60,4 \text{ ‰}$, $e_0 = 53,7 \text{ ans}$. A l'EDS 98, $1q_0 = 130,3 \text{ ‰}$ pour le sexe masculin.

On adopte la même démarche pour le calcul des indicateurs de la mortalité des enfants.

Au regard des indicateurs $1q_0$ et e_0 , ceux correspondant au niveau 14,8178 (à 45 ans) semblent proches des indicateurs de l'EDS 98 qui est l'opération la plus proche. Donc le niveau 14,8178 est retenu pour caractériser le modèle ivoirien, sexe masculin (Ensemble Côte d'Ivoire).

Pour faire l'interpolation des indicateurs par sexe selon le milieu de résidence, la même démarche est entreprise.

Tableau 2.15 : Indicateurs de mortalité interpolés par milieu de résidence pour les personnes de 15 ans et plus : mortalité adulte (données ajustées).

Milieu de résidence	Age	aqx (‰) observés	Niveau	eo (ans)	1qo (‰)	4q1(‰)
ENS.CI						
- masculin 98	45	61,32	14,8178	51,44	113,76	58,43
- <i>RGPH 88</i>				53,70	103,40	60,40
- féminin98	15	18,90	14,5543	53,56	100,09	55,41
- <i>RGPH 88</i>				57,24	85,04	56,85
ABIDJAN						
- masculin98	35	27,81	17,7254	58,20	82,94	32,98
- <i>RGPH 88</i>				62,21	68,22	27,98
- féminin98	15	8,75	18,2684	60,67	52,65	20,82
- <i>RGPH 88</i>				66,06	49,51	29,32
URBAIN						
- masculin98	45	45,23	17,0266	56,53	74,62	27,9
- <i>RGPH 88</i>				59,33	79,69	38,60
- féminin98	55	78,11	16,9597	59,899	81,32	41,25
- <i>RGPH 88</i>				63,08	60,15	37,68
RURAL						
- masculin98	35	48,41	12,39	45,53	145,64	75,79
- <i>RGPH 88</i>				51,21	114,53	72,68
- féminin98	50	73,88	12,3792	48,45	123,39	75,84
- <i>RGPH 88</i>				54,52	95,44	67,00

NB: C'est la série des quotients de mortalité se rapportant au niveau dont les indicateurs sont les plus cohérents, qui permettra de construire la table de mortalité aux âges adultes, par sexe selon le milieu de résidence. Dans le cas d'espèce, nous avons retenu pour la mortalité adulte, le niveau 14,8178 pour le sexe masculin et le niveau 14,5543 pour le sexe féminin, âges respectifs 45 et 15 ans (Ensemble Côte d'Ivoire).

La cohérence de ces différents indicateurs interpolés, rapprochés avec ceux qui existent (RGPH 88 et EDS 98) permet de confirmer le modèle choisi.

Pour la recherche du modèle, on a essayé le modèle Sud, le modèle Nord et le modèle Est des tables- type de Coale et Demeny à notre disposition. Les résultats se sont avérés très incohérents avec ceux de 1988. Par contre, les résultats du modèle Ouest issus des données observées sont proches de ceux de 1988.

Le modèle Ouest des tables-types de Coale et Demeny a été choisi. Cependant, on note des incohérences entre les indicateurs calculés pour le sexe masculin et ceux calculés pour le sexe féminin. Pour corriger ces incohérences, on prend un niveau de référence par sexe et par milieu de résidence pour générer la table de mortalité par sexe et selon le milieu de résidence.

On utilise pour cela la méthode des interpolations linéaires. Il reste entendu que le niveau de référence est appliqué à l'autre sexe et aux différents milieux de résidences. Ici, le sexe masculin est pris en référence car les données observées montrent que la mortalité féminine a été mal estimée (voir rapport de masculinité des risques de mourir). C'est de cette façon que les tables de mortalité vont être construites par la suite.

Au total, à partir des décès observés on n'a pas pu construire une table cohérente faute de données de qualité. De ce fait, une série d'ajustements ont été opérés, nous éloignant ainsi des données observées.

2.2.2.2 - Construction de la table de mortalité : méthode directe

Il est important de rappeler que l'un des objectifs majeurs de l'étude de la mortalité est de construire la table de mortalité du pays. Pour cela, nous allons utiliser les deux méthodes (directe et indirecte) pour calculer la table de mortalité, afin de choisir celle qui reflète le cas ivoirien.

En rappel, à partir des données observées, on transformera les taux de mortalité par âge du moment en quotients de mortalité par la formule suivante :

$${}_a m_x = D_x / P_x$$

$${}_a q_x = \frac{2 * a * m_x}{2 + a * m_x}$$

q: quotient de mortalité

x: âge

m: taux de mortalité

a: amplitude

Ces quotients de mortalité aboutiront à la table de mortalité qui générera l'espérance de vie à la naissance (e_0) par la formule

$$e_0 = \frac{0,5 + 2,5s_1 + 4,5s_5 + 5(s_{10} + s_{15} + s_{20} + \dots s_{w-5})}{s_0}$$

s_0 : effectif initial de la table, souvent ramené à 1000, 10 000, 100 000

s_1 : survivants à 1 an

s_5 : survivants à 5 ans, etc.

0,5: âge moyen entre 0 et 1 an auquel se produisent les décès....

De cette façon, on peut calculer l'espérance de vie à un âge donné. Les résultats issus de la méthode directe ne sont malheureusement pas de bonne qualité comme indiqué plus haut. Toutefois, la méthodologie de calcul des indicateurs est développée en annexe.

En conséquence, il faut recourir aux méthodes indirectes pour lesquelles des logiciels ont été développés et dont l'application a donné des résultats à la hauteur de l'attente. Les applications des logiciels aux différentes méthodes indirectes sont exposées en annexe.

2.2.3 - Méthodes indirectes

A travers ces méthodes, il s'agit d'estimer la mortalité à partir de la survie des enfants basée sur les proportions d'enfants décédés et la survie des parents basée sur les proportions d'orphelins. Pour la mortalité des enfants, les proportions d'enfants décédés sont transformés en quotients de mortalité. En ce qui concerne la mortalité des adultes, les proportions d'orphelins sont transformés en probabilités conditionnelles de survie.

2.2.3.1 - Survie des enfants (mortalité aux jeunes âges).

Les niveaux, tendances et caractéristiques de la mortalité des enfants sont fonction des conditions sanitaires, environnementales, socio-économiques et culturelles qui prévalent dans une population et dans les diverses couches sociales de cette population. C'est pourquoi, le niveau de mortalité des enfants est souvent considéré comme un des meilleurs indicateurs du niveau de développement d'un pays.

Pour évaluer les données sur la survie des enfants, il importe d'apprécier les rapports de masculinité à partir des enfants nés vivants par groupe d'âges de la mère. Ces rapports se présentent comme suit dans les tableaux ci-après :

- de façon générale et dans tous les milieux de résidence, le rapport de masculinité est en faveur des hommes ;
- le rapport de masculinité varie entre 1,01 et 1,05, avec une prédominance de la valeur 1,03. On peut donc affirmer que le rapport de masculinité est de 1,03. En d'autres termes, il naît en moyenne 103 enfants de sexe masculin pour 100 femmes ; il est à remarquer que ce rapport devrait tourner en général autour de 1,03. Sa variation indexe à un degré moindre la qualité des données ;
- ce rapport est plus élevé pour le groupe d'âges des mères correspondant à 25-29 ans (1,04 pour l'Ensemble Côte d'Ivoire, 1,05 à Abidjan, 1,04 pour le milieu urbain et 1,03 en milieu rural).

Tableau 2.16 : Rapports de masculinité (RM), Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants nés vivants		RM
		masculin	féminin	
15-19	877 842	208 853	204 465	1,02
20-24	770 772	517 435	503 855	1,03
25-29	628 599	749 504	722 632	1,04
30-34	518 570	920 456	892 156	1,03
35-39	405 912	895 510	868 192	1,03
40-44	302 180	778 514	758 983	1,03
45-49	213 900	603 672	591 014	1,02
TOTAL	3 717 775	4 673 944	4 541 297	1,03

Tableau 2.17 :Rapports de masculinité, Abidjan

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19 ans	218083	31086	30868	1,01
20-24 ans	197951	81778	80203	1,02
25-29 ans	150483	121474	116006	1,05
30-34 ans	110354	148998	144746	1,03
35-39 ans	81686	149433	145631	1,03
40-44 ans	56171	126188	123091	1,03
45-49 ans	33255	84099	82812	1,02
TOTAL	847983	743056	723357	1,03

Tableau 2.18 : Rapports de masculinité, Urbain

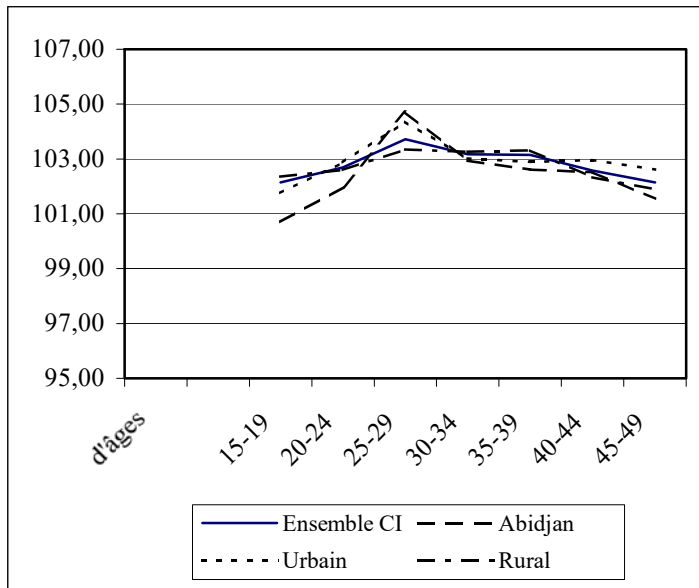
Groupe d'âges	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19	472 617	73 733	72 457	1,02
20-24	378 298	184 193	179 037	1,03
25-29	290 521	275 239	263 748	1,04
30-34	228 000	347 655	337 481	1,03
35-39	177 533	354 955	344 970	1,03
40-44	125 496	300 690	292 029	1,03
45-49	80 368	213 938	208 496	1,03
TOTAL	1 752 833	1 750 403	1 698 218	1,03

Tableau 2.19: Rapports de masculinité: Rural

Groupe d'âges	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19	877 842	135 120	132 008	1,02
20-24	770 772	333 242	324 818	1,03
25-29	628 599	474 265	458 884	1,03
30-34	518 570	572 801	554 675	1,03
35-39	405 912	540 555	523 222	1,03
40-44	302 180	477 824	466 954	1,02
45-49	213 900	389 734	382 518	1,02
TOTAL	3 717 775	2 923 541	2 843 079	1,03

La situation des rapports de masculinité est mieux illustrée par les courbes des rapports de masculinité selon le milieu de résidence.

Graphique 2.2 : Courbes des rapports de masculinité selon le milieu de résidence



Les courbes des rapports de masculinité issues des naissances vivantes permettent d'apprécier la qualité des déclarations relatives aux naissances vivantes. Dans le cas d'espèce, elles présentent une allure irrégulière, généralement en faveur des hommes quel que soit le milieu de résidence. Cette « sur-masculinité » traduit la structure d'une population jeune. L'irrégularité est accentuée dans le groupe d'âges 25-29 ans. Ces irrégularités traduisent à n'en point douter des erreurs de déclarations de l'âge touchant chacun des deux sexes.

A la suite de l'évaluation des données sur la survie des enfants, il faut procéder à l'estimation de la mortalité des enfants. On utilisera de ce fait la méthode des proportions d'enfants décédés Di concernant la survie des enfants. En effet, l'estimation de la mortalité aux jeunes âges à partir de la proportion d'enfants décédés repose sur la méthode originelle de BRASS (1964), utilisée par TRUSSELL qui consiste à transformer les proportions d'enfants décédés, classés selon le groupe d'âge quinquennal des mères en estimations de quotients de mortalité entre la naissance et un âge exact ($qx = kiDi$) en prenant en compte la correction nécessaire liée aux différents calendriers de la fécondité. En d'autres termes, le multiplicateur dépend de la durée d'exposition au risque de décès ; cette durée dépend elle-même de l'âge actuel et de la précocité de la fécondité de la femme.

Les proportions d'enfants décédés par rapport aux nés vivants reflètent la mortalité des enfants et qu'elles peuvent servir à en donner une mesure valable. Les naissances au sein d'un groupe de femmes auront été distribuées d'une certaine façon, et la période écoulée depuis chaque naissance, représente la durée d'exposition au risque de décès pour cet enfant. La proportion d'enfants décédés parmi les nés vivants d'un groupe de femmes va dépendre de la distribution des enfants par durée d'exposition au risque de décès et des risques de décès eux-mêmes. En tenant compte de l'influence du calendrier des naissances, les proportions d'enfants décédés peuvent être transformées en mesures conventionnelles de la mortalité. Plus

précisément, les proportions d'enfants décédés par groupe d'âges permettent d'estimer les quotients de mortalité entre la naissance et certains âges des enfants.

BRASS en 1964, est le premier à avoir proposé une méthode pour transformer ces proportions d'enfants décédés classés selon le groupe d'âges quinquennal des mères, en estimations des quotients de mortalité entre la naissance et un âge exact.

La notation suivante est souvent utilisée : parmi les enfants nés des femmes du groupe d'âges i ($i=1$ pour le groupe de femmes de 15-19 ans, $i=2$ pour le groupe de femmes 20-24 ans, etc.), BRASS avait suggéré de convertir les valeurs D_i (proportions d'enfants décédés dans le groupe d'âges i) en estimations de q_x (quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x).

La relation fondamentale utilisée par BRASS est $q(x) = k_i D_i$ où k_i est un multiplicateur tenant compte de facteurs autre que la mortalité, qui déterminent D_i (déduit de la proportion d'enfants survivants s_i/p_i).

BRASS avait remarqué que la relation entre une proportion d'enfants décédés D_i et un quotient $q(x)$, tel que le donnerait une table de mortalité, est influencée de façon primordiale par le calendrier de la fécondité. En effet, c'est le calendrier de la fécondité qui détermine la distribution des expositions au risque de décès parmi les enfants d'un groupe de femmes. Il a ainsi fait remarquer qu'il existait un lien entre le groupe d'âges des mères et l'âge des enfants qui décèdent. Il a donc perfectionné une série de multiplicateurs permettant de transformer des valeurs observées de D_i en estimations de $q(x)$, donnant $q(x) = k_i D_i$.

Les multiplicateurs sont sélectionnés à partir de la valeur du rapport p_1/p_2 qui constitue un bon indice de précocité de la fécondité (p_i étant la parité ou descendance moyenne observée dans le groupe d'âges i).

En effet, pour trouver le multiplicateur se rapportant à un groupe d'âges des femmes au moment du recensement, trois repères de précocité de la fécondité ont été établis :

- * P_1/P_2 : rapport des parités aux âges 15-19 et 20-24 ans ;
- * P_2/P_3 : rapport des parités aux âges 20-24 et 25-29 ans ;
- * m : âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants (âge pondéré par les taux de fécondité générale).

Le repère P_1/P_2 n'est pas très adéquat, car P_1 est sensible aux erreurs d'âge au début de la période de procréation et au nombre de naissances faible à ces âges. Le repère m ne représente pas parfaitement, dans tous les cas, la précocité de la courbe de fécondité. Le rapport P_2/P_3 serait donc finalement le repère à préférer.

Les multiplicateurs ont été calculés d'après :

- une fonction de fécondité exprimée par un polynôme du troisième degré de forme constante avec une échelle d'âge variable ;
- la table-type « africaine » de mortalité basée sur les logits ;
- un taux d'accroissement annuel de 2 % pour produire une distribution par âge stable.

Une hypothèse importante qui a servi à l'élaboration de la méthode est que le risque de décès d'un enfant dépend uniquement de son âge et non d'autres facteurs tels que l'âge de sa mère, son rang de naissance etc. En réalité, il semble bien que les enfants nés de mères jeunes

sont exposés à des risques plus élevés que la moyenne. Pour cette raison, l'estimation de la mortalité infantile q_1 , à partir des déclarations faites par les femmes de 15-19 ans suggère une mortalité plus élevée que les estimations basées sur les déclarations des femmes plus âgées. Les estimations basées sur les déclarations des femmes âgées de 15-19 ans sont généralement laissées de côté quand on interprète les résultats ; en partie pour cette raison, et en partie parce que les enfants nés vivants et décédés sont d'ordinaire encore peu nombreux à ces âges.

Il est important de noter que cette méthode d'estimation suppose que la fécondité et la mortalité des enfants sont restées constantes. Si la fécondité a changé, le rapport des descendance moyennes obtenu dans une enquête transversale ne reflètera pas avec précision l'expérience des cohortes de femmes et ne fournira donc pas un bon indice du calendrier des naissances, valable pour chaque groupe de femmes.

On doit aussi se poser le problème du déclin de la mortalité : les procédés de calcul supposent tous que la mortalité n'a pas changé dans un passé récent. Or, dans la plupart des pays, la mortalité a en fait baissé. Ce qui signifie que la mortalité n'est pas restée constante. Elle a donc varié. Ainsi, Feeney en 1976 est le premier à avoir examiné les effets d'une modification de la mortalité sur l'estimation de la mortalité des enfants par cette méthode.

Utilisant la mortalité infantile comme indice du niveau, dans une famille de tables logites à un paramètre, il a calculé la proportion des décédés sous diverses hypothèses de changements linéaires de la mortalité infantile. Il en déduit que les tables de mortalité déduites des estimations de la mortalité effectuées à partir des données sur les enfants nés vivants et les enfants décédés se rapportaient à une période dans le passé, qui était virtuellement indépendante du taux de déclin (variation) de la mortalité. Grâce à cette découverte, il est possible d'estimer l'époque dans le passé à laquelle s'applique chaque quotient de mortalité calculé à partir des $D(i)$ et des rapports entre parités.

Les résultats empiriques de Feeney ont été confirmés par la théorie (Coale et Trussell en 1978). Si on considère les changements de la mortalité du moment comme un passage à travers des niveaux successifs d'une série de tables-types de mortalité, et si on représente les tables de mortalité de génération comme l'enchaînement des taux de mortalité subis par des cohortes qui auraient passé à travers ces niveaux. On peut montrer que les estimations de type Brass de la mortalité des enfants se réfèrent à l'une ou l'autre table de mortalité transversale valable pour une période $t(i)$ dans le passé, quel que soit la rapidité des changements de la mortalité (à condition que le taux de changement soit à peu près constant dans le temps). La période $t(i)$ est donc une estimation de temps

Quant aux quotients de mortalité, les estimations les plus satisfaisantes sont fournies par $2q_0$ noté $q(2)$, $3q_0$ noté $q(3)$ et $5q_0$ noté $q(5)$. En effet, l'estimation de $q(1)$, basée sur les réponses fournies par les femmes âgées de 15-19 ans, est influencée par les erreurs d'âge de ce groupe et par le faible nombre de naissances et de décès à ces âges. Les réponses de femmes âgées par contre, peuvent refléter une situation de mortalité ancienne, différente de la situation actuelle. Il est donc préférable de se limiter aux réponses provenant des seules femmes âgées de 20 à 35 ans. Les résultats n'étant pas toujours cohérents, il est également préférable de ne retenir qu'un seul quotient (par exemple $3q_0$) comme indicateur de la mortalité des jeunes.

D'autres auteurs notamment SULLIVAN (1972) et TRUSSELL (1975), ont eu un apport appréciable dans le calcul des multiplicateurs k_i . Les travaux de TRUSSELL ont l'avantage d'être basés sur un éventail plus large de cas et utilise les tables-types de COALE et DEMENY.

La méthode de calcul des k_i de TRUSSELL découle des modèles de fécondité mis au point en 1974 par COALE et TRUSSELL.

La formule utilisée pour calculer les coefficients multiplicateurs est une régression du type $k(i) = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$ où $a(i)$, $b(i)$ et $c(i)$ désignent des coefficients de régression pour les quatre familles des tables de mortalité de COALE et DEMENY, et p_1 , p_2 et p_3 désignent les parités moyennes des trois premiers groupes d'âges à partir de 15-19 ans.

La méthode des taux de survie des enfants suppose que la mortalité des enfants demeurent à peu près constante dans un passé récent. Or, dans la plupart des pays, la mortalité a connu un changement (une variation). Pour tenir compte de ce changement, FEENEY en 1976, a mis au point une méthode qui permet d'estimer l'époque dans le passé à laquelle s'applique chaque quotient q_x calculé à partir de la série des D_i et des rapports entre parités. La formule est la suivante : $t_i = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$.

Les étapes de calcul ci-après permettent d'évaluer la qualité des données, exemple du sexe féminin (ensemble Côte d'Ivoire) :

Etape 1: Calcul des parités moyennes.

Tableau 2.20 : Descendances moyennes p_i de sexe féminin selon le groupe d'âges de la mère, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges(1)	Femmes ayant déclaré(2)	Total enfants nés vivants Féminins(3)	Parité moyenne $p_i(4)=(3)/(2)$	Total(5) enfants Survivants si	$(6)=(5)/(2)$	$si/p_i(7)$
15-19	873 487	204 465	0,2341	190 811	0,2184	0,9332
20-24	769 585	503 855	0,6547	471 809	0,6131	0,9364
25-29	628 329	722 632	1,1501	679 589	1,0816	0,9404
30-34	518 498	892 156	1,7207	843 504	1,6268	0,9455
35-39	405 901	868 192	2,1389	819 367	2,0186	0,9438
40-44	302 177	758 983	2,5117	695 446	2,3015	0,9163
45-49	213 900	591 014	2,7630	516 203	2,4133	0,8734
TOTAL	3 711 877	4 541 297	1,2235	4 216 729	1,1360	0,9285

Calcul des parités moyennes: on divise le nombre d'enfants nés vivants par les effectifs de femmes âgées de 15-49 ans.

Etape 2: Calcul des proportions d'enfants décédés

Tableau 2.21: Proportions d'enfants décédés D_i , sexe féminin, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	S_i/p_i	$D_i = 1 - S_i/p_i$
15-19 ans	0,9332	0,0668

20-24 ans	0,9364	0,0636
25-29 ans	0,9404	0,0596
30-34 ans	0,9455	0,0545
35-39 ans	0,9438	0,0562
40-44 ans	0,9163	0,0837
45-49 ans	0,8734	0,1266
TOTAL	0,9050	0,0950

A partir des effectifs d'enfants nés vivants et d'enfants survivants, on calcule les proportions d'enfants survivants S_i/P_i . On déduit les proportions d'enfants décédés comme étant le complément à 1 des proportions de survivants.

Etape 3: Transformation des proportions d'enfants décédés en quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x. Pour cela il faut calculer:

- les facteurs correcteurs k_i par régression : $k(i) = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$
- les quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x: $q(x) = k(i)*D(i)$. Pour chaque $q(x)$, il convient d'utiliser le $k(i)$ correspondant.
- le temps de validité des quotients : $t(i)$. En effet, puisqu'il y a eu variation de la mortalité, ces quotients de mortalité se rapportent à une période donnée avant le recensement. Ce temps est estimé par la formule $t(i) = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$.

Tableau 2.22 : Coefficients de régression servant à estimer les facteurs correcteurs ki (Modèle Nord)

Age de la mère	i	Quotient de mortalité	a(i)	b(i)	c(i)
15-19	1	q(1)	1,1119	-2,9287	0,8507
20-24	2	q(2)	1,2390	-0,6865	-0,2745
25-29	3	q(3)	1,1884	0,0421	-0,5156
30-34	4	q(5)	1,2046	0,3037	-0,5656
35-39	5	q(10)	1,2586	0,4236	-0,5898
40-44	6	q(15)	1,2240	0,4222	-0,5456
45-49	7	q(20)	1,1772	0,3486	0,4624

Tableau 2.23 : Quotients de mortalité entre la naissance et l'âge a, sexe féminin, Ensemble CI

Groupe d'âges de la mère	i	ki	Di	qx	lx = 1-qx
15-19 ans	1	0,5491	0,0668	0,0367	0,9633
20-24 ans	2	0,8373	0,0636	0,0533	0,9467
25-29 ans	3	0,9099	0,0596	0,0542	0,9458
30-34 ans	4	0,9982	0,0545	0,0544	0,9456
35-39 ans	5	1,0743	0,0562	0,0604	0,9396
40-44 ans	6	1,0644	0,0837	0,0891	0,9109
45-49 ans	7	1,0386	0,1266	0,1315	0,8685

Le tableau ci-dessus contient dans la dernière colonne l'amorce de la table de laquelle on tire les survivants à 1 an (L1) et les survivants à 5 ans (L5). Ces deux paramètres sont nécessaires dans l'appariement de la mortalité des enfants et de la mortalité des adultes.

2.2.3.2 - Survie des parents (mortalité des adultes).

On utilisera la méthode des proportions d'orphelins pour estimer la mortalité aux âges adultes. Cette méthode est confrontée aux problèmes de la représentativité de la population et de classement des données de base par groupe d'âges.

Par cette méthode, on estime la mortalité des adultes à partir d'informations obtenues sur la survie des parents des personnes recensées.

La méthode a été développée en 1975 par BRASS et il a montré qu'il existe une relation entre la probabilité de survivre de 25 ans à 25+N, et les proportions des personnes âgées de N-5 à N (dénotée par S(N-5)) et de N à N+5 par S(N) dont la mère était encore en vie. Cette relation est de la forme $l(25+N) / l(25) = w(N) * S(N-5) + (1-w(N)) * S(N)$ où w(N) est un facteur de pondération qui tient compte de la forme des courbes de fécondité et de mortalité.

Il s'agit en fait d'utiliser la proportion de personnes dont les mères sont encore en vie pour estimer la mortalité aux âges adultes. Les données nécessaires sont :

- la proportion S(N) de personnes avec une mère survivante dans chaque groupe d'âges N-5, N ;
- le nombre d'enfants nés par groupe d'âges des femmes durant une année. Cette information permet d'estimer M qui est l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants.

On calcule ici des probabilités conditionnelles de survie entre deux âges adultes car les estimations reflètent la survie entre 25 ans et 25+N ans plutôt que la survie entre la naissance et 25+N ans.

HILL et TRUSSELL en 1977 ont proposé une méthode plus simple basée sur l'équation $l(25+N) / l(25) = a(N) + b(N) * M + c(N) * S(N-5)$ où M est l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants et a(N), b(N) et c(N) sont des coefficients de régression calculés d'après une simulation utilisant les modèles de fécondité de COALE et TRUSSELL, et les tables-types de COALE et DEMENY. A l'essai la méthode de BRASS semble donner les meilleurs résultats pour N inférieur ou égal à 30 ans, et la méthode de régression aux âges plus élevés.

Tableau 2.24 : Répartition de la population résidente dont la mère est décédée, ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	920	878	1 798
1-4 ans	8 648	8 304	16 952
5-9 ans	30 925	27 862	58 787
10-14 ans	45 293	41 231	86 524
15-19 ans	62 561	65 444	128 005
20-24 ans	89 180	87 051	176 231
25-29 ans	101 297	101 767	203 064
30-34 ans	122 244	127 020	249 264
35-39 ans	132 137	131 854	263 991
40-44 ans	148 859	140 629	289 488
45-49 ans	143 485	123 486	266 971
50-54 ans	129 522	123 611	253 133
55-59 ans	111 898	99 749	211 647
60-64 ans	99 091	92 746	191 837
65-69 ans	74 090	62 601	136 691
70-74 ans	48 993	42 281	91 274
75-79 ans	26 564	22 163	48 727
80 & +	21 302	24 352	45 654
TOTAL	1 397 009	1 323 029	2 720 038

On se réfère ensuite à la population de non orphelins conformément au tableau 2.25.

Tableau 2.25 : Répartition de la population résidente dont la mère est encore en vie

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	227 934	224 341	452 275
1-4 ans	959 999	924 376	1 884 375
5-9 ans	1 177 307	1 111 413	2 288 720
10-14 ans	931 991	878 096	1 810 087
15-19 ans	782 547	812 398	1 594 945
20-24 ans	684 790	683 721	1 368 511
25-29 ans	545 306	526 832	1 072 138
30-34 ans	409 999	391 550	801 549
35-39 ans	290 572	274 058	564 625
40-44 ans	186 268	161 551	347 819
45-49 ans	111 141	90 414	201 555
50-54 ans	60 318	49 869	110 187
55-59 ans	31 308	26 168	57 476
60-64 ans	17 653	15 715	33 368
65- 69 ans	9 873	8 426	18 299
70-74 ans	5 825	5 229	11 054
75-79 ans	3 550	3 402	6 952
80 & +	11 233	11 461	22 694
TOTAL	6 447 614	6 199 020	12 646 629

Rapportée à la population totale, la population de non orphelins permet de dégager les proportions de personnes dont les mères sont en vie, lesquelles permettront de calculer les probabilités conditionnelles de survie.

Tableau 2.26 : Répartition (en proportions) de la population selon la survie de la mère

Groupe d'âge	Effectifs de personnes dont		Total	% dont mère en vie
	mère en vie	mère décédée		
0 ans	452 275	1 798	454 073	0.9960
1-4 ans	1 884 375	16 952	1 901 327	0.9911
5-9 ans	2 288 720	58 787	2 347 507	0.9750
10-14 ans	1 810 087	86 524	1 896 611	0.9544
15-19 ans	1 594 945	128 005	1 722 950	0.9257
20-24 ans	1 368 511	176 231	1 544 742	0.8859
25-29 ans	1 072 138	203 064	1 275 202	0.8408
30-34 ans	801 549	249 264	1 050 813	0.7628
35-39 ans	564 625	263 996	828 621	0.6814
40-44 ans	347 819	289 488	637 307	0.5458
45-49 ans	201 555	266 971	468 526	0.4302
50-54 ans	110 187	253 133	363 320	0.3033
55-59 ans	57 476	211 647	269 123	0.2136
60-64 ans	33 368	191 837	225 205	0.1482
65- 69 ans	18 299	136 691	154 990	0.1181
70-74 ans	11 054	91 274	102 328	0.1080
75-79 ans	6 952	48 727	55 679	0.1249
80 et +	22 694	45 654	68 348	0.3320
TOTAL	12 646 629	2 720 043	15 366 672	0.8230

Tableau 2.27 : Estimation de la mortalité des femmes adultes par la méthode de Brass, Ensemble. Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Age	Naissances des 12 derniers mois	$a(x)*n(x)$	M
15-19 ans	17,5	100 527	1759222,5	
20-24 ans	22,5	162 122	3647745	
25-29 ans	27,5	142 403	3916082,5	
30-34 ans	32,5	108 822	3536715	
35-39 ans	37,5	67 415	2528063	
40-44 ans	42,5	28 466	1209805	
45-49 ans	47,5	11 526	547485	
Total		621 281	17145117,5	27,6

M : âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants.

Tableau 2.28 : Probabilités de survie issues de la transformation des proportions de personnes dont la mère est décédée

N	W(N)	$ 1-W(N) $	S(N-5)	S(N)	$l(25+N)/l(25)$
5				0.9750	
10	0.6205	0.3795	0.9750	0.9544	0.9671
15	0.7487	0.2513	0.9544	0.9257	0.9472
20	0.8089	0.1911	0.9257	0.8859	0.9181
25	0.8146	0.1854	0.8859	0.8408	0.8775
30	0.7077	0.2923	0.8408	0.7628	0.8180
35	0.5293	0.4707	0.7628	0.6814	0.7245
40	0.2233	0.7767	0.6814	0.5458	0.5760
45	-0.0986	1.0986	0.5458	0.4302	0.4188
	0.531				

En effet, concernant la représentativité de la population, les personnes qui n'ont pas eu d'enfants ou dont les enfants sont morts ne sont pas prises en compte. A l'opposé, les personnes qui auront eu beaucoup d'enfants vont peser plus ou moins sur l'estimation car elles seront comptées autant de fois que le nombre de leurs enfants. Enfin, il est tout à fait possible qu'il existe une corrélation entre la longévité des parents et la longévité de leurs enfants.

En ce qui concerne les données de base classées par groupe d'âges quinquennaux, on ne connaît pas l'âge des parents au moment de la naissance de leurs enfants. Il n'est pour cela pas possible de faire des calculs très précis. Il faut de ce fait raisonner en terme de moyenne. C'est pourquoi il faut calculer l'âge moyen des parents (père ou mère) à la naissance de leurs enfants. Cela amènera à faire des ajustements.

2.2.3.3 - Appariement

Le but poursuivi à travers l'étude de la mortalité est généralement d'estimer une table de mortalité conventionnelle. Pour cela, l'appariement consiste à mettre en liaison la mortalité des enfants et la mortalité des adultes par une technique basée sur certains paramètres fournis par chaque type de mortalité. Ainsi, à partir de la survie des enfants, on obtient les paramètres L1 dont la valeur est 95 000 et L5 dont la valeur est 77569, qui sont les survivants à 1 an et à 5 ans. La survie des parents fournit quant à elle e_{20f} qui est l'espérance de vie à 20 ans pour le sexe féminin dont la valeur est 50,7 ans. Ces paramètres permettent dans de générer une

table de référence féminine de la quelle on dégage l'indicateur e_0f qui est l'espérance de vie à la naissance et qui constitue en même temps un paramètre d'entrée pour générer les tables de mortalité par sexe et pour les 2 sexes réunis.

Dans leur ensemble, les tables de référence ainsi obtenues donnent des espérances de vie pour le sexe féminin comprises entre 60 et 65 ans. Il en est de même pour le sexe masculin et les 2 sexes confondus. Ces indicateurs semblent élevés compte tenu du contexte de mortalité en Côte d'Ivoire. A ce niveau 2 hypothèses méritent d'être posées :

- **hypothèse la plus optimiste** : la mortalité est restée constante. Cela signifie que les indicateurs de 1988 sont les mêmes qu'en 1998, soit un quotient de mortalité infantile de 97 ‰, un quotient de mortalité juvénile de 59 ‰ et une espérance de vie à la naissance de 55 ans. Or, dans la plupart des pays, la mortalité a en fait baissé. Ce qui signifie que la mortalité n'est pas restée constante. Elle a donc varié ;

- **hypothèse la plus réaliste** : la mortalité a connu une hausse. Cette hypothèse signifie que le quotient de mortalité infantile est en hausse par rapport à 1988 ou que l'espérance de vie à la naissance est en baisse, toujours par rapport à 1988. Cette hypothèse permet de faire référence aux résultats de l'EDS 98 (quotient de mortalité infantile : masculin 130,3 ‰, féminin 92,5 ‰ , deux sexes 112,3 ‰).

Il est à noter que l'EDS est une enquête par sondage réalisée sur le territoire national, comportant certaines faiblesses. Elle constitue néanmoins une référence car elle s'est réalisée la même année que le RGPH-98. On a recherché l'espérance de vie correspondante avec le quotient de mortalité infantile comme paramètre d'entrée dans les tables de Coale et Demeny. On aboutit à différents niveaux de mortalité selon le sexe. Ainsi, on a le niveau 13,63 ($1q_0 = 130,3\%$) pour le sexe masculin et le niveau 14,25 ($1q_0 = 92,5\%$). On a ensuite appliqué ces différents niveaux à chaque sexe et les résultats sont consignés dans le tableau 2.29 ci-après :

Tableau 2.29 : Indicateurs interpolés issus des données de l'EDS 98

SEXE	NIVEAU 13,63			NIVEAU 14,25		
	1q0	4q1	e0	1q0	4q1	e0
Masculin	133,9	66,9	48,03	103,7	68,8	50,8
Féminin	101,6	80,6	50,9	87,4	64,5	54,9
2 sexes	117,8	73,9	49,5	95,5	66,6	52,6

Concernant ce tableau 2.29, lorsqu'on prend la mortalité masculine comme référence, on a le niveau 13,63 qui donne des espérances de vie à la naissance pour le sexe masculin de 48,03 ans, pour le sexe féminin de 50,9 ans et pour les 2 sexes de 49,5 ans. Ces niveaux ne semblent pas indiqués car les écarts avec les indicateurs de 1988 sont trop importants (en moyenne 6 ans). Par contre, en prenant la mortalité féminine comme référence, on obtient des espérances de vie pour le sexe masculin de 50,8 ans, pour le sexe féminin de 54,9 ans et pour les 2 sexes de 52,6 ans. Les écarts avec les indicateurs de 1988 dans ce cas semblent plus acceptables (en moyenne 3 ans). Ces indicateurs écartent l'hypothèse de constance ou encore moins celle de baisse de la mortalité.

Etant donné que la procédure (ORPHAN) du logiciel MORTPAK-LITE a permis de générer des espérances de vie féminines plausibles correspondant à des périodes précises, pouvant être utilisées comme paramètres de référence. On a utilisé chacune de ces espérances de vie pour calculer les tables de mortalité par modèle et par sexe. Après examen des résultats, on a alors retenu comme référence $e_0f = 52,7$ ans en tenant de l'environnement

socio-économique et sanitaire dégradé du pays et des résultats relatifs à l'EDS 98 consignés dans les tables 2.29 ci-dessus. Car cette espérance de vie qui est en baisse par rapport à 1988, semble refléter la réalité ivoirienne. En entrant ce paramètre, le logiciel génère d'abord la table féminine, ensuite la table masculine et celle des deux sexes réunis.

Ces espérances de vie féminine correspondent à des dates de référence (précises dans le temps qui sont les t_i) qui varient de 52,7 ans en avril 1982 à 64 ans en octobre 1987. En effet, on considère que la mortalité a varié dans le temps et que le niveau actuel de la mortalité s'apparente à un niveau de référence pris dans le temps écoulé. C'est pourquoi, il est indiqué de se référer aux différents niveaux plausibles d'espérance de vie, les utiliser dans le calcul des tables de mortalité et en choisir un en fonction des résultats fournis par les différentes tables. C'est ce qui justifie le choix opéré (52,7 ans).

Il se dégage des différentes tables produites, rapprochées avec les indicateurs ($1q_0$) de l'Enquête Démographique et de Santé 98 (opération effectuée dans la même année que le RGPH-98) que le modèle de mortalité ivoirien s'apparente au modèle Nord. C'est ce modèle que nous avons retenu par référence au quotient de mortalité féminin ($1q_0f=94,8\%$ plus proche du quotient trouvé à l'EDS 98 qui est égale à 92,5 %).

Ces méthodes indirectes décrites plus haut ont été appliquées aux logiciels de calcul de la mortalité : QFIVE pour la mortalité des enfants, MORTPAK-LITE (procédures CEBCS, ORPHAN, COMBIN) pour la mortalité des adultes et l'appariement, et MORTAL (procédure 5) pour la génération des tables de mortalité de PRINCETON 83.

Dans le cas des données en présence, la table de mortalité de la population totale a été estimée par sexe (d'abord pour le sexe féminin, ensuite le sexe masculin et les deux sexes). Les tables par milieu de résidence et par nationalité figurent en annexe du présent document.

Tableau 2.30 : table de mortalité, sexe féminin, ensemble Côte d'Ivoire

Age	aqx (‰)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	94,77	9 477	101,15	100 000	93 691	5 269 999	52,7
1	72,54	6 567	18,97	90 523	346 194	5 176 308	57,2
5	31,4	2 637	6,39	83 957	412 532	4 830 114	57,5
10	17,8	1 448	3,59	81 320	403 125	4 417 582	54,3
15	19,89	1 589	4,02	79 872	395 548	4 014 457	50,3
20	23,78	1 862	4,81	78 283	386 949	3 618 909	46,2
25	27,49	2 101	5,57	76 422	377 066	3 231 960	42,3
30	31,56	2 346	6,41	74 321	365 974	2 854 894	38,4
35	36,13	2 600	7,35	71 975	353 634	2 488 920	34,6
40	41,41	2 873	8,45	69 375	399 978	2 135 286	30,8
45	46,13	3 068	9,44	66 502	325 146	1 795 308	27
50	59,23	3 757	12,19	63 432	308 152	1 470 162	23,2
55	79,04	4 717	16,43	59 677	287 063	1 162 010	19,5
60	115,91	6 370	24,55	54 960	259 511	874 946	15,9
65	175,07	8 506	38,23	48 590	222 533	615 436	12,7
70	263,5	10 562	60,33	40 083	175 068	392 903	9,8
75	380,17	11 223	93,88	29 521	119 549	217 835	7,4
80	533,15	9 756	147,89	18 298	65 964	98 286	5,4
85	706,13	6 032	233,68	8 543	25 814	32 322	3,8
90	860,37	2 160	366,07	2 510	5 900	6 508	2,6
95	1000	351	576,8	351	608	608	1,7

Tableau 2.31 : Table de mortalité, sexe masculin, ensemble Côte d'Ivoire

âge	aqx (‰)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	111,98	11 198	121,07	100 000	92 497	4 924 002	49,2
1	76,93	6 832	20,18	88 802	338 523	4 831 504	54,4
5	33,52	2 748	6,83	81 970	402 292	4 492 982	54,8
10	18,21	1 443	3,68	79 922	392 647	4 090 689	51,6
15	22,55	1 754	4,56	77 779	384 685	3 698 042	47,5
20	32,14	2 444	6,53	76 025	374 295	3 313 357	43,6
25	33,66	2 477	6,84	73 581	361 962	2 939 097	39,9
30	35,92	2 554	7,31	71 104	349 393	2 577 135	36,2
35	40,51	2 777	8,26	68 551	336 088	2 227 741	32,5
40	48,68	3 202	9,97	65 774	321 183	1 891 653	28,8
45	59,02	3 693	12,15	62 572	303 996	1 570 469	25,1
50	77,01	4 534	15,99	58 879	283 512	1 266 473	21,5
55	99,75	5 421	20,95	54 345	258 713	982 961	18,1
60	140,5	6 874	30,13	48 924	228 121	724 248	14,8
65	201,66	8 480	44,65	42 050	189 898	496 126	11,8
70	295,69	9 926	68,92	33 570	144 028	306 228	9,1
75	419,92	9 929	106,3	23 644	93 398	162 199	6,9
80	569,79	7 815	163,49	13 715	47 799	68 801	5,1
85	734,77	4 335	252,87	5 900	17 145	21 002	3,6
90	876,09	1 371	388,09	1 565	3 532	3 857	2,5
95	1000	194	598,55	194	324	324	1,7

Tableau 2.32 : Table de mortalité, sexes confondus, Ensemble Côte d'Ivoire

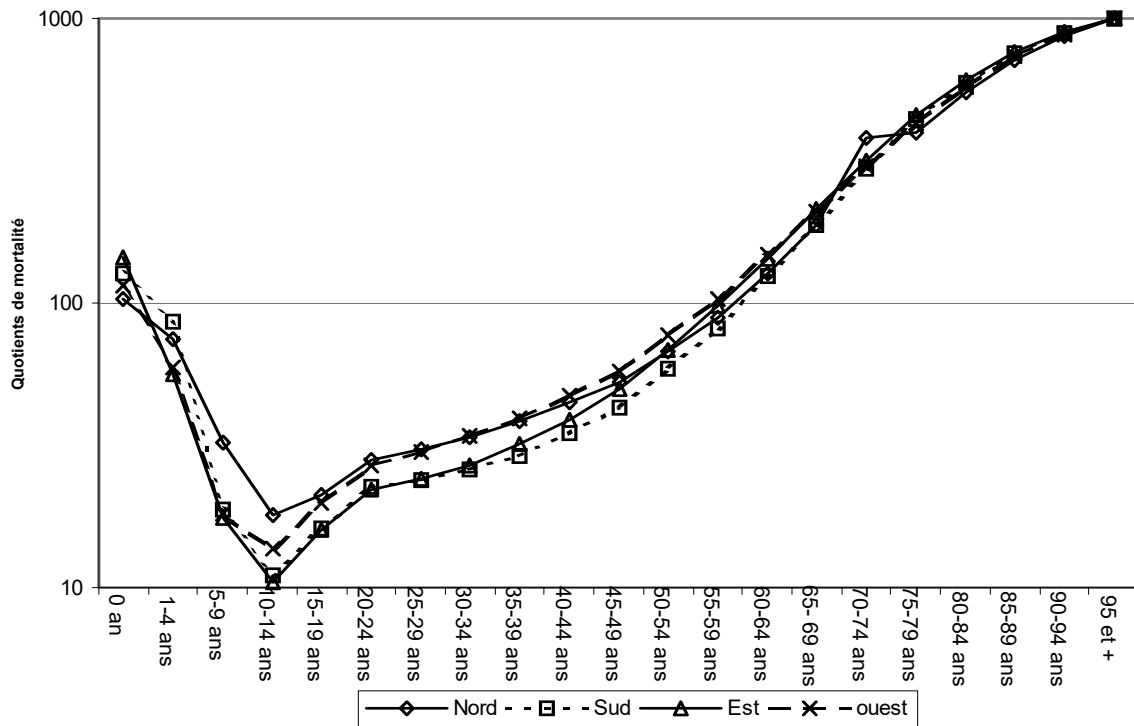
âge	aqx (%)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	103,5	10 350	111,19	100 000	93 086	5 094 674	50,9
1	74,75	6 701	19,58	89 650	342 302	5 001 588	55,8
5	32,46	2 693	6,61	82 948	407 337	4 659 286	56,2
10	18,01	1 445	3,63	80 256	397 809	4 251 950	52,9
15	21,22	1 673	4,29	78 810	390 036	3 854 141	48,9
20	27,96	2 157	5,67	77 137	380 511	3 464 105	44,9
25	30,56	2 292	6,2	74 981	369 403	3 083 594	41,1
30	33,72	2 451	6,86	72 689	357 561	2 714 192	37,3
35	38,3	2 690	7,8	70 237	344 731	2 356 631	33,6
40	45	3 040	9,2	67 547	330 442	2 011 899	29,8
45	52,47	3 385	10,77	64 508	314 415	1 681 457	26,1
50	67,92	4 151	14,04	61 123	295 650	1 367 042	22,4
55	89,06	5 074	18,61	56 971	272 679	1 071 393	18,8
60	127,67	6 626	27,2	51 897	243 584	798 714	15,4
65	187,6	8 493	41,23	45 271	205 974	555 130	12,3
70	378,4	10 239	64,27	36 779	159 319	349 155	9,5
75	398,14	10 566	99,42	26 539	106 281	189 837	7,2
80	548,13	8 755	154,18	15 973	56 785	83 556	5,2
85	715,86	5 167	240,16	7 218	21 514	26 771	3,7
90	863,73	1 771	371,14	2 051	4 773	5 257	2,6
95	1000	279	577,22	279	484	484	1,7

CHAPITRE 3 - NIVEAU ET STRUCTURE DE LA MORTALITE

3.1. Mortalité générale

L'analyse de la structure de la mortalité va se faire à partir des quotients de mortalité et portera sur la population totale (ensemble Côte d'Ivoire et toutes nationalités confondues).

Graphique 3.1 : Courbe des quotients de mortalité selon le modèle, 2 sexes réunis



La série des quotients présente une cohérence certaine entre les âges. En effet, de 0 à 10 ans, on note une baisse régulière des quotients de mortalité (de 94,8 ‰ pour 0 an à 17,8 ‰ pour 10 ans). Cela est caractéristique d'une mortalité aux bas âges élevée. Ensuite la série des quotients connaît une augmentation régulière à partir de 15 ans avec les variations faibles entre les âges (voir tables de mortalité).

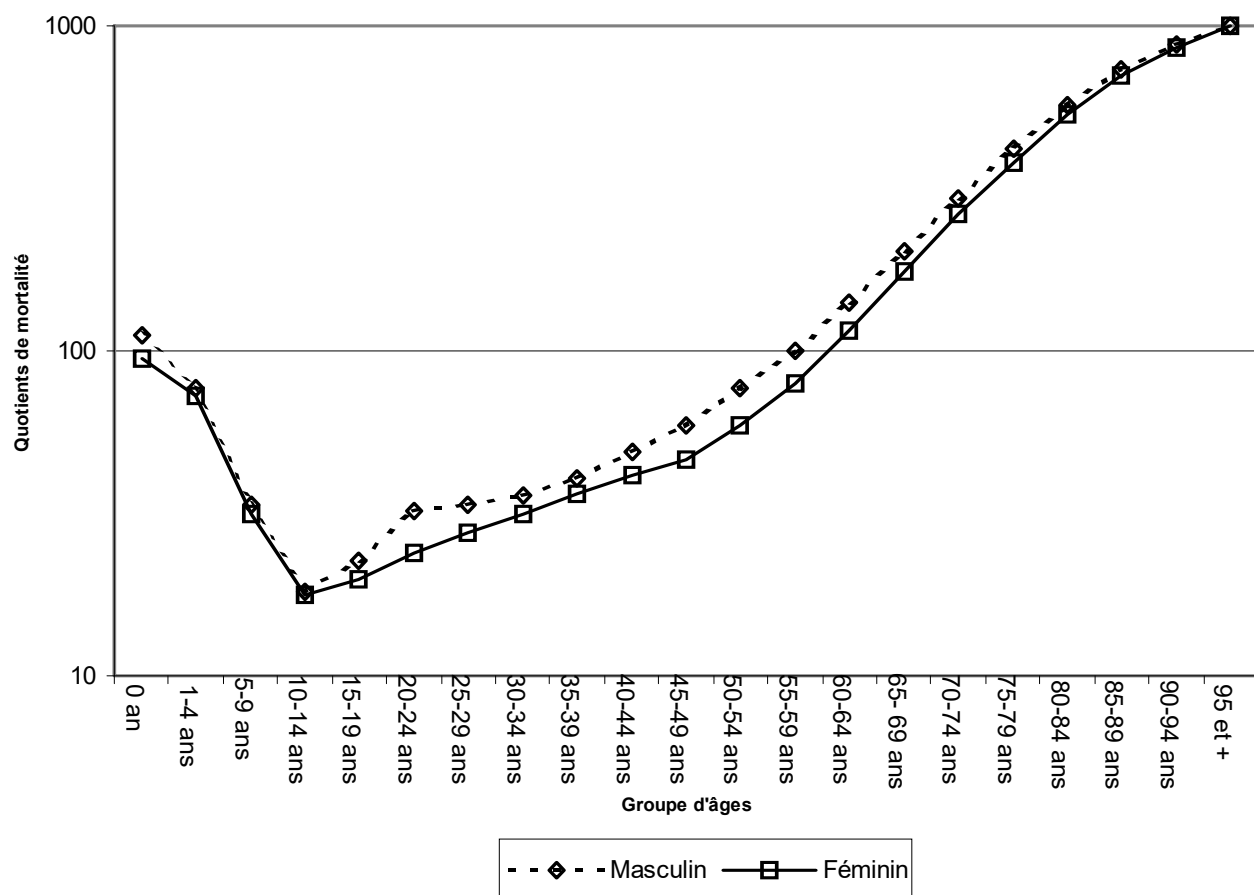
Quel que soit le sexe, on remarque une mortalité élevée de la naissance à 1 an (94,8 ‰ pour le sexe féminin, 112,0 ‰ pour le sexe masculin et 103,5 ‰ pour les 2 sexes réunis). Cette mortalité décroît rapidement pour atteindre son minimum dans le groupe d'âges 10-14 ans (17,8 ‰ pour le sexe féminin, 18,2 ‰ pour le sexe masculin et 18,1 ‰ pour les 2 sexes confondus). Avec la mortalité élevée aux bas âges (0-1 an), on remarque que cette tranche d'âges constitue effectivement la frange de la population la plus vulnérable.

La mortalité augmente ensuite lentement jusqu'à 50 ans et de façon accélérée à partir de cet âge. Représentée graphiquement, ces situations donnent des courbes dont l'allure présente la forme de 'J' (Graphique 3.1), caractéristique du fait que, aux âges élevés, la mortalité est forte car les risques de décès augmentent.

De façon générale, les courbes décrivent la même allure. Elles présentent une mortalité infantile élevée, caractéristique des pays sous-développés.

En comparant les 2 sexes, on note une surmortalité masculine à tous les âges. (voir graphique 2)

Graphique 3.2 : Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, population totale



En ce qui concerne le niveau de la mortalité, on observe un taux brut de mortalité encore élevé (14,8 ‰ pour le sexe masculin, sexe féminin 13,0 ‰ et 13,8 ‰ pour les 2 sexes confondus). L'espérance de vie à la naissance relativement faible est de l'ordre de 52,7 ans pour le sexe féminin, 49,2 ans pour le sexe masculin et 50,9 ans pour les 2 sexes confondus. Il importe de faire remarquer que ces espérances de vie sont en baisse par rapport aux indicateurs issus du RGPH 88 (e0f : 57,2 ans e0m : 53,6 ans e0 m+f : 55,0 ans).

Tableau 3.1 : Indicateurs de mortalité par sexe, population totale, RGPH-98

Sexe	Indicateurs			
	1q0 (‰)	4q1 (‰)	E0 (ans)	TBM (‰)
Féminin	94,8	72,5	52,7	13,0
Masculin	112,0	76,9	49,2	14,9
2 sexes	103,5	74,8	50,9	13,9

Pour calculer les taux bruts de mortalité nous avons appliqué les taux de mortalité par âge de la table à la structure de la population ; cette structure étant rapportée à la population moyenne. En d'autres termes, le TBM estimé est une moyenne pondérée des taux de mortalité par âge dont la formule est la suivante :

$$\text{TBM} = \frac{\sum mx * px}{P}$$

mx = taux de mortalité par âge

px = population à l'âge x

P = population moyenne

Ces TBM (par sexe et pour les deux sexes) sont relativement élevés et connaissent même une hausse par rapport à ceux calculés au RGPH 88. Cela témoigne d'une mortalité en hausse.

3.2 - Mortalité des enfants

Elle se caractérise par la mortalité infantile (0 an révolu), juvénile (1 à 4 ans) et infanto-juvénile (moins de 5 ans). Avec 1q0 = 103,5 ‰ la mortalité infantile est en augmentation par rapport à 1988. Il en est de même pour la mortalité juvénile (74,8 ‰ en 1998 contre 59 ‰ en 1988). Ce constat est corroboré par les résultats de l'EDS 98 (112,3 ‰ et 77,2 ‰).

Il est à remarquer que l'on note des écarts moins importants entre la mortalité infantile et la mortalité juvénile dans le modèle retenu (modèle Nord). Ce qui n'est pas le cas dans les autres modèles.

3.3 - Mortalité des adultes

Au-delà de 15 ans (15-55 ans), on note des écarts faibles entre les différents âges quel que soit le sexe. Ces écarts s'accroissent à partir de 55 ans ce qui traduit une accélération du phénomène aux âges élevés.

Il est à rappeler que la mortalité des hommes est supérieure à celle des femmes à tous les âges, même aux âges de procréation des femmes. Cela est un phénomène biologique. En ce qui concerne la mortalité des parents, il importe de mettre en exergue la situation des orphelins de moins de 15 ans (voir données collectées au tableau 2.24). On note à ce sujet que les orphelins âgés de moins de 15 ans (0-14 ans) représentent 2,5 % des orphelins. Cette proportion n'est pas négligeable. En effet, cette tranche d'âges est celle de la petite enfance, de la population scolaire potentielle. Cette sous-population est concernée par le travail des enfants (phénomène prohibé), les enfants de la rue (phénomène des enfants abandonnés).

Toutes ces situations ont trait à l'insertion sociale de ces enfants orphelins (de mère dans le cas présent).

CHAPITRE 4 - MORTALITE DIFFERENTIELLE

4.1 - Mortalité selon le milieu de résidence

Les différences de mortalité sont traduites à travers le milieu de résidence détermine les conditions de vie et d'hygiène des populations: les disponibilités en eau potable, la proximité des services sanitaires ou centres de PMI, la décence de l'habitation, etc. En d'autres termes, le milieu de résidence est un facteur de différenciation de la mortalité. Il s'agit donc de voir la mortalité en milieu urbain, en milieu rural et à Abidjan.

Tableau 4.1 : Indicateurs de mortalité par sexe et milieu de résidence

Milieu de résidence	Sexe	Indicateurs			
		1q0	4q1	e0	TBM Estimés
Urbain	Masculin	81,2	48,4	55,9	9,6
	Féminin	67,8	44,6	59,6	8,0
	2 sexes	74,6	46,5	57,7	8,8
Rural	Masculin	128,5	94,3	46,0	18,6
	Féminin	109,4	90,1	49,2	16,7
	2 sexes	119,1	92,2	47,6	16,9
Abidjan	Masculin	79,0	46,6	56,4	9,1
	Féminin	65,9	42,9	60,1	7,3
	2 sexes	72,6	44,8	58,2	8,1

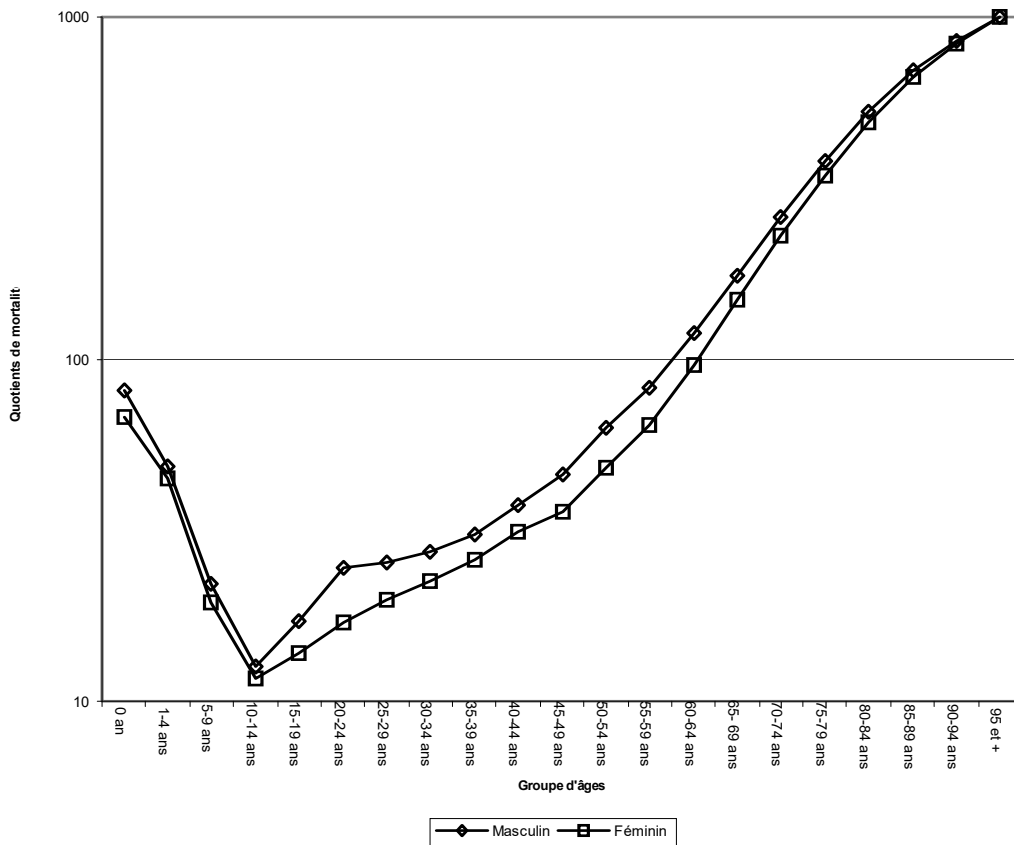
En ce qui concerne le niveau de la mortalité générale par milieu de résidence, on note une espérance de vie de 57,8 ans en milieu urbain, 47,6 ans en milieu rural et 58,2 ans à Abidjan. Ces niveaux relativement bas, sont en baisse par rapport à ceux connus en 1988. Quel que soit le milieu de résidence, donc la mortalité est en hausse.

S'agissant de la mortalité infantile, elle est caractérisée par un quotient de mortalité (1q0) de 74,6 ‰ en milieu urbain, de 119,1 ‰ en milieu rural et de 72,6 ‰ à Abidjan. Ces indicateurs relativement élevés, sont en hausse par rapport à 1988. Ils sont toutefois proches des niveaux observés à l'EDS 98 (urbain : 84,7‰ et rural 123,9‰). On note donc une hausse de la mortalité infantile.

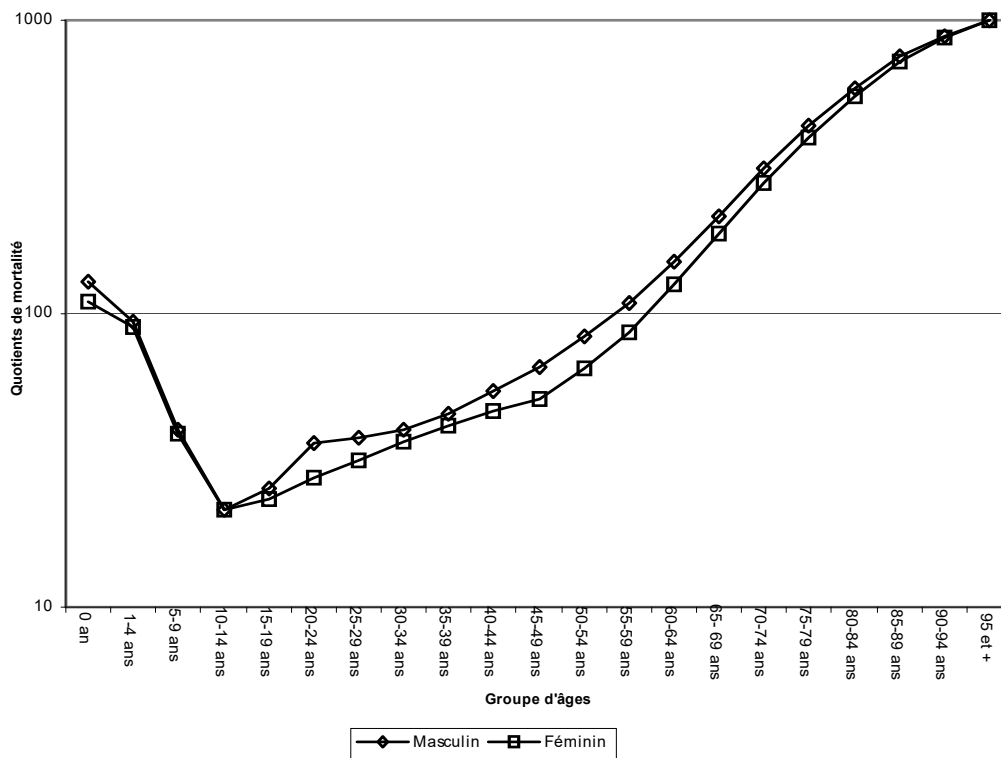
Pour la mortalité juvénile (4q1), on observe qu'elle est de 46,5 ‰ en milieu urbain, 92,2 ‰ en milieu rural et 44,8 ‰ à Abidjan. Par rapport à 1988, la mortalité juvénile connaît une hausse quel que soit le milieu de résidence. Les niveaux de l'EDS sont de 44,3‰ en milieu urbain et 83,2‰ en milieu rural.

Pour la structure de la mortalité, l'observation des quotients montre une baisse régulière du phénomène entre 0 et 14 ans où elle atteint son minimum. A partir de cet âge, la mortalité connaît une augmentation régulière jusqu'à 55 ans où elle connaît une augmentation accélérée. Ces différentes situations sont identiques quel que soit le sexe. Par sexe, on note une surmortalité masculine à tous les âges quel que soit le milieu de résidence sauf à Abidjan où la mortalité féminine est supérieure à la mortalité masculine dans la tranche d'âges 60-64 ans. Cette irrégularité apparente pourrait être le fait de mauvaises déclarations.

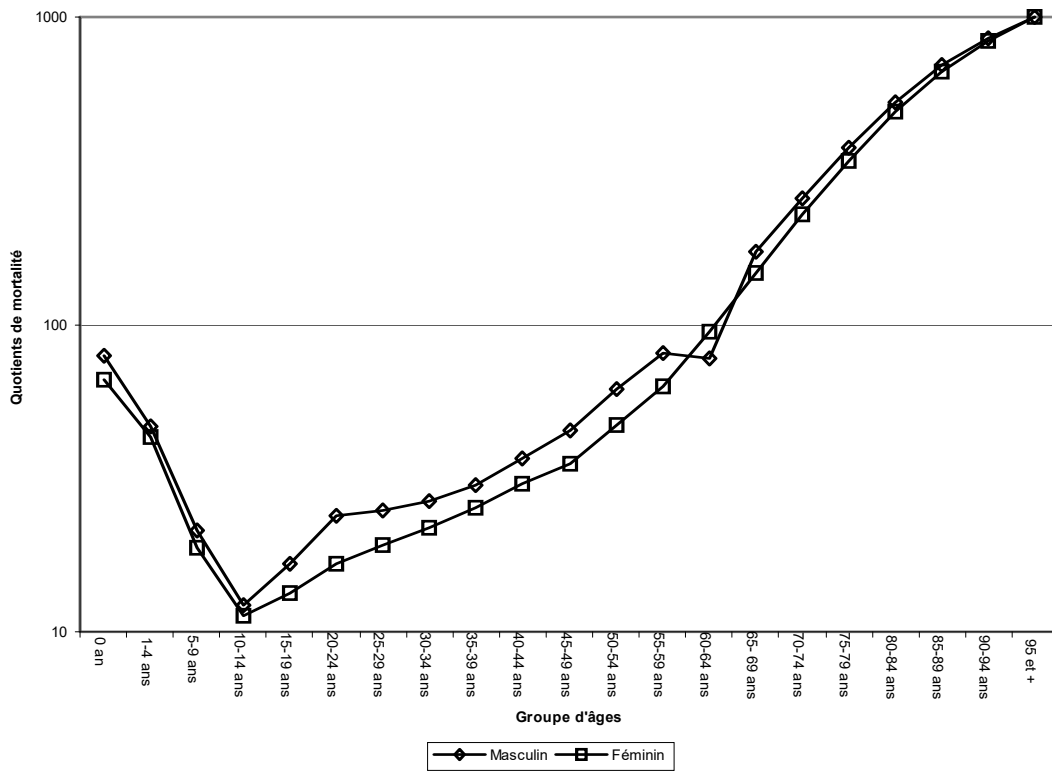
Graphique 4.1: Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, milieu urbain



Graphique 4.2 : Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, milieu rural



Graphique 4.3: Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, Abidjan



4.2 - Mortalité selon la nationalité

Un des facteurs de différenciation de la mortalité est également la nationalité. Il s'agit en fait d'étudier la mortalité au sein de la population de nationalité ivoirienne uniquement par opposition à la population de nationalité étrangère. Car aucune information précise n'existe sur la mortalité de cette sous-population.

En ce qui concerne la mortalité au sein de la population de nationalité ivoirienne, elle présente les mêmes indicateurs que la population d'ensemble. Il n'est donc pas nécessaire de reprendre la description faite pour la population totale.

CHAPITRE 5 - EVOLUTION DE LA MORTALITE

L'évolution de la mortalité est appréciée essentiellement à partir des opérations démographiques (enquêtes et recensements généraux). Ces opérations sont : l'Enquête à Passages Répétés (1978/79), le Recensement Général de la Population et de l'Habitation de 1988 (RGPH 88), les Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS 94 et EDS 98).

Tableau 5.1: Evolution de l'indicateur de mortalité selon le milieu de résidence (2 sexes confondus)

Année	Indicateurs	Ensemble Côte d'Ivoire	Rural	Urbain	Abidjan	Nationalité ivoirienne
1958 *	E0 (ans)	33	-	-	-	-
1965 *	1q0 (‰)	190	200	-	175	-
EPR 1978	E0 (ans)	35/40	-	-	-	-
	1q0 (‰)	103	-	-	-	-
	4q1 (‰)	85	93	-	50	-
RGPH 1988	E0 (ans)	48,5	-	-	56	-
	1q0 (‰)	97	108	74	64	95
	4q1 (‰)	59	71	38	29	57
EDS 1994	E0 (ans)	55,0	52,8	61,1	64,0	55,9
	1q0 (‰)	93,9	99,7	74,7	72,1	-
	4q1 (‰)	62,0	72,7	49,1	46,5	-
EDS 1998	5q0 (‰)	150,1	165,2	120,2	115,2	-
	1q0 (‰)	112,3	123,9	84,7	-	-
	4q1 (‰)	72,2	83,2	44,3	-	-
RGPH-98	5q0 (‰)	180,7	196,8	125,2	-	-
	1q0 (‰)	103,5	119,1	74,6	72,6	103,5
	4q1 (‰)	74,8	92,2	46,5	44,8	74,8
	E0 (ans)	50,9	47,6	57,7	58,2	50,9

*: les indicateurs ont été fournis dans le document « Analyse des données disponibles, Direction de la Statistique, 1984 »

NB: EDS 98 : 1q0 (masculin 130,3 ‰, féminin 92,5 ‰, 2 sexes 112,3 ‰).

Dans une étude relative à la mortalité, il est toujours intéressant de voir l'évolution du phénomène. En effet, il est montré que la mortalité est très sensible aux conditions socio-économiques et sanitaires du moment dans un pays donné. C'est dire qu'elle varie suite aux différents changements.

La période d'évolution couvre des moments avant les indépendances jusqu'à la première décennie après l'indépendance. Ainsi, pour les années 1958 et 1965, des estimations ont été faites et montrent une mortalité élevée caractérisée par un quotient de mortalité infantile de 190 ‰ et par une espérance de vie à la naissance de 33 ans.

Avec la réalisation d'une véritable enquête par sondage dénommée Enquête à Passages Répétés (EPR) réalisée en 1978 par la Direction de la Statistique, on a obtenu des indicateurs de l'ordre de : 1q0 = 103 ‰, 4q1 = 85 ‰ et e0 = 48,5 ans. La même structure technique a réalisé le recensement de la population de 1988, opération d'envergure nationale comportant un volet mortalité (questions indirectes). Les indicateurs obtenus sont : 1q0 = 97 ‰, 4q1 = 59 ‰ et e0 = 55 ans.

Par la suite, l'Institut National de la Statistique (ex-Direction de la Statistique) a réalisé l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 1994 qui a donné les indicateurs suivants : $1q_0 = 94 \text{ ‰}$ et $4q_1 = 59 \text{ ‰}$. En 1998, a eu lieu une deuxième enquête EDS qui a donné les résultats suivants : $1q_0 = 112,3 \text{ ‰}$, $4q_1 = 72,2 \text{ ‰}$. A la suite de cette enquête, l'INS a réalisé le troisième recensement de la population (RGPH-98) qui a donné les indicateurs comme suit : $1q_0 = 103,5 \text{ ‰}$, $4q_1 = 74,8 \text{ ‰}$ et $e_0 = 50,9 \text{ ans}$.

D'un point de vue tendancielle, la mortalité qui connaît un niveau élevé, a subi une baisse régulière de 1958 à 1994. A partir de cette date, elle a connu une hausse jusqu'en 1998 si l'on considère les deux opérations d'envergure nationale (RGPH 88 et RGPH-98). Aujourd'hui la tendance est à la hausse, hausse qui serait certainement liée à la crise économique profonde qui perdure.

On retient alors que la mortalité a connu des variations dans le temps liées aux situations conjoncturelles. Il n'est donc pas exclu que la tendance à la baisse réapparaisse si les conditions socio-économiques et sanitaires s'améliorent.

En regardant un peu plus en profondeur par sexe et milieu de résidence, on remarque que le niveau de la mortalité varie d'un sexe à l'autre au sein d'un même milieu de résidence aux différentes opérations. Mais le niveau de la mortalité varie également pour un même sexe d'une opération à l'autre.

Ainsi, pour les 2 sexes confondus de l'Ensemble Côte d'Ivoire, l'espérance de vie à la naissance passe de 48,5 ans à l'EPR 78, à 55 ans au RGPH 88 et à 50,9 ans au RGPH-98. Pour les 2 sexes confondus, on note une baisse de la mortalité sur la période 1978-1988 se traduisant par une espérance de vie en hausse avec un gain de vie de 7 ans à peu près. Par contre, le quotient de mortalité infantile ($1q_0$) qui traduit également le niveau de mortalité passe de 103%0 en 1978 à 97%0 en 1988 et atteint 103,5%0 en 1998. Le quotient de mortalité infantile qui est en baisse sur la période 1978-1988, traduit une baisse de la mortalité. Sur la période 1988-1998, le quotient de mortalité infantile connaît une hausse. Cette hausse traduit une hausse du phénomène.

Pour le sexe féminin de l'Ensemble Côte d'Ivoire, l'espérance de vie à la naissance passe de 55,7 ans en 1978 à 57,2 ans en 1988, et à 52,7 ans en 1998. Comme dans le cas des 2 sexes confondus, on note une hausse de l'espérance de vie sur la période 1978-1988, hausse traduite par un gain de 1,5 an. C'est dire que la mortalité a connu une baisse sur cette période-là. Par contre de 1988 à 1998, l'espérance de vie a baissé, passant de 57,2 ans en 1978 à 52,7 ans en 1998. Cette perte de vie de 5 ans traduit une hausse de la mortalité. En observant le quotient de mortalité infantile toujours pour le sexe féminin, on note qu'il est de 95 %0 en 1978, puis 85 %0 en 1988 et 94,8 %0 en 1998. Cette situation traduit une baisse de la mortalité sur la période 1978-1988, quant elle connaît une hausse sur la période 1988-1998.

Cette situation décrite pour l'ensemble de la population tant par sexe que pour les 2 sexes confondus n'est pas semblable dans les milieux rural et urbain. En effet, on ne dispose pas d'informations sur les 2 sexes confondus à l'EPR 78 dans ces deux milieux. Mais dans le milieu urbain, on note pour le sexe masculin un quotient de mortalité infantile régulièrement en hausse, passant de 62 %0 en 1978, à 80 %0 en 1988 et à 81,2 %0 en 1998. Dans le milieu urbain donc, la mortalité masculine a toujours été en hausse. Du côté du sexe féminin, le quotient passe de 62 %0 en 1978, à 60 %0 en 1988 et à 67,8 %0 en 1998. La tendance fluctuante sur la période 1978-1998 est ici observée. En milieu rural, quel que soit le sexe, on

note une augmentation régulière des quotients de mortalité infantile. Cela signifie que la mortalité masculine et la mortalité féminine connaissent une hausse régulière sur la période 1978-1998. Cette hausse de la mortalité se traduit par une baisse de l'espérance de vie en 1998.

L'évolution du niveau de mortalité montre donc une baisse du phénomène sur la période 1978-1988 sauf le sexe masculin du milieu urbain, et ce niveau est en hausse sur la période 1988-1998.

Tableau 5.2: Evolution du niveau de la mortalité par sexe selon le milieu résidence

Années	Indicateurs	MILIEU DE RESIDENCE PAR SEXE								
		Ensemble Côte d'Ivoire			Urbain			Rural		
		Masculin	Féminin	Total	Masculin	Féminin	Total	Masculin	Féminin	Total
EPR 1978	1q0 (%0)	111	95	103	62	62	-	103	90	-
	4q1(%0)	89	81	85	51	46	-	83	65	-
	e0 (ans)	52,1	55,7	48,5	57,8	60,1	-	49,5	54	-
	TBM(%0)	-	-	13	-	-	-	-	-	-
RGPH 88	1q0 (%0)	103	85	97	80	60	74	115	95	108
	4q1(%0)	60	57	59	39	38	39	73	67	71
	e0 (ans)	54	57,2	55	59,3	63,1	61,1	51,2	54,5	52,8
	TBM(%0)	13	11,5	12,3	9,5	8,1	8,9	15,2	14,7	15
RGPH - 98	1q0 (%0)	112	94,8	103,5	81,2	67,8	74,6	128,5	109,4	119,1
	4q1(%0)	76,9	72,5	74,8	48,4	44,6	46,5	94,3	90,1	92,2
	e0 (ans)	49,2	52,7	50,9	55,9	59,6	57,7	46	49,2	47,6
	TBM(%0)	14,9	13	13,9	9,6	8	8,8	18,6	16,7	16,9

A Abidjan et pour la nationalité ivoirienne (tableau 5.3), la mortalité est constamment en hausse à une exception près. En effet, que ce soit à Abidjan ou au sein de la population de nationalité ivoirienne, les quotients de mortalité infantile sont toujours en hausse sur la période 1988-1998 à Abidjan et sur la période 1978-1998 pour la population de nationalité ivoirienne.

En ce qui concerne Abidjan, on ne dispose que de l'espérance de vie des 2 sexes confondus pour 1978 quand l'information est complète pour 1988 et 1998. Ainsi, pour les 2 sexes confondus, l'espérance fluctue, passant de 56 ans en 1978 à 64 ans en 1988, puis à 58,2 ans en 1998. La mortalité a connu une baisse sur la période 1978-1988 et une hausse sur la période 1988-1998. La situation de hausse sur la période 1988 - 1998 est parfaitement illustrée par le niveau du quotient de mortalité infantile qui est en augmentation (64 %0 en 1988 et 72,6 %0 en 1998). Par sexe, on observe à Abidjan une évolution semblable de 1988 à 1998, c'est-à-dire une situation de hausse de la mortalité. Ne disposant pas d'information pour 1978, on se contente des indicateurs de 1988 et 1998. Ainsi, le quotient de mortalité passe en 1988 de 68,2 %0 à 79 %0 en 1998 pour le sexe masculin et de 49,5 %0 à 65,9 %0 pour le sexe féminin.

Au sein de la population de nationalité ivoirienne, on observe une situation de baisse de la mortalité de 1978 à 1988 et une mortalité en hausse sur la période 1988-1998. En effet, l'espérance de vie à la naissance du sexe masculin passe de 51,9 ans en 1978 à 54,2 ans en 1988 et à 49,5 ans en 1998. Quant au sexe féminin, l'espérance de vie passe de 56 ans à 57,7

ans puis à 52,7 ans aux périodes respectives. Pour les 2 sexes confondus, la mortalité est en baisse sur la périodes 1988-1998 uniquement, car il n’y a pas d’information pour 1978.

L’évolution du niveau de la mortalité aux différentes opérations démographiques au sein de la population de nationalité ivoirienne s’apparente à celle de la population totale. C’est dire que la mortalité au sein de la population de nationalité ivoirienne influence la mortalité au sein de l’ensemble de la population.

Tableau 5.3: Evolution du niveau de la mortalité par sexe à Abidjan et au sein de la population de nationalité ivoirienne

Années	Indicateurs	Abidjan			Nationalité ivoirienne		
		Masculin	Féminin	Total	Masculin	Féminin	Total
EPR 1978	1q0 (%0)	-	-	-	-	-	-
	4q1(%0)	-	-	50	73	60	-
	e0 (ans)	-	-	56	51,9	56	-
	TBM(%0)	-	-	-	-	-	-
RGPH 88	1q0 (%0)	68,2	49,5	64	101,1	85,1	94,8
	4q1(%0)	28	29,3	29	59	55,4	57,3
	e0 (ans)	62,2	66,1	64	54,2	57,7	55,9
	TBM(%0)	-	-	-	-	-	-
RGPH - 98	1q0 (%0)	79	65,9	72,6	112	94,8	103,5
	4q1(%0)	46,6	42,9	44,8	76,9	72,5	74,8
	e0 (ans)	56,4	60,1	58,2	49,2	52,7	50,9
	TBM(%0)	9,1	7,3	8,1	14,9	13	13,9

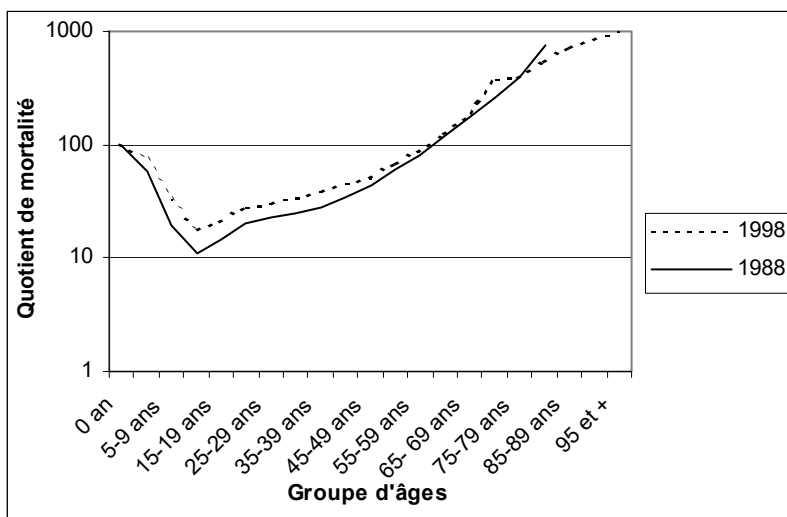
On pourrait également examiner dans ce chapitre l’évolution de la structure de la mortalité par sexe et milieu de résidence. Il s’agit pour cela de décrire les courbes des quotients de mortalité par sexe et âge aux différentes opérations démographiques.

On remarque que les courbes construites en échelle logarithmique présentent toutes la même allure (forme de « J »). Cela traduit une mortalité élevée à 0 an qui baisse régulièrement jusque dans le groupe d’âges 10-14 où elle atteint son minimum. Cette mortalité croît ensuite lentement jusqu’à 55-60 ans, groupe d’âges à partir duquel elle croît de façon accélérée jusqu’aux âges les plus élevés. C’est dire que la structure par âge de la mortalité n’a pas changé. En outre, on note une surmortalité en 1998 partout sauf pour le sexe féminin et le sexe masculin de l’ensemble Côte d’Ivoire où la surmortalité est en 1978.

Pour chaque milieu de résidence, l’évolution de la structure est analysée d’abord pour les 2 sexes confondus, puis pour chaque sexe.

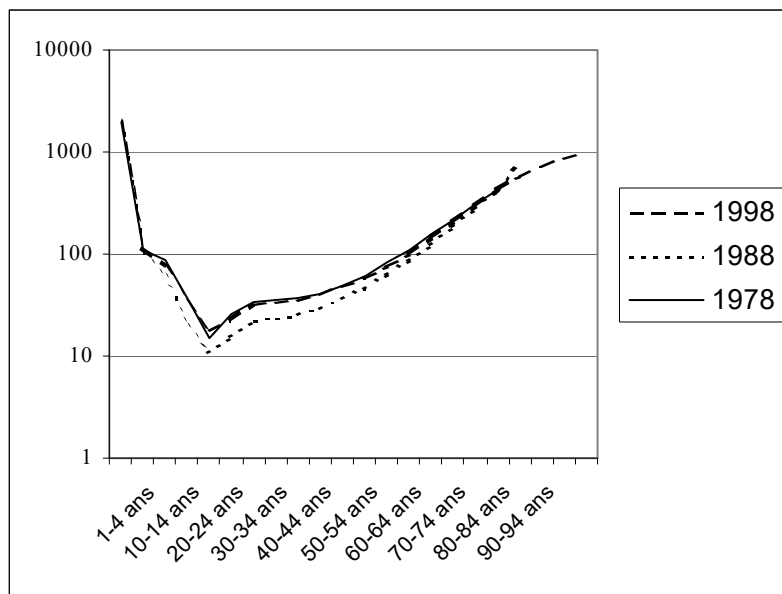
En ce qui concerne l’Ensemble Côte d’Ivoire les 2 sexes confondus (graphique 5.1), outre l’allure de la courbe décrite plus haut, on note une surmortalité en 1998 par rapport à 1988. Les données de 1978 ne sont pas disponibles.

Graphique 5.1: Evolution de la structure de la mortalité entre 1988 et 1998, Ensemble Côte d’Ivoire, les 2 sexes confondus



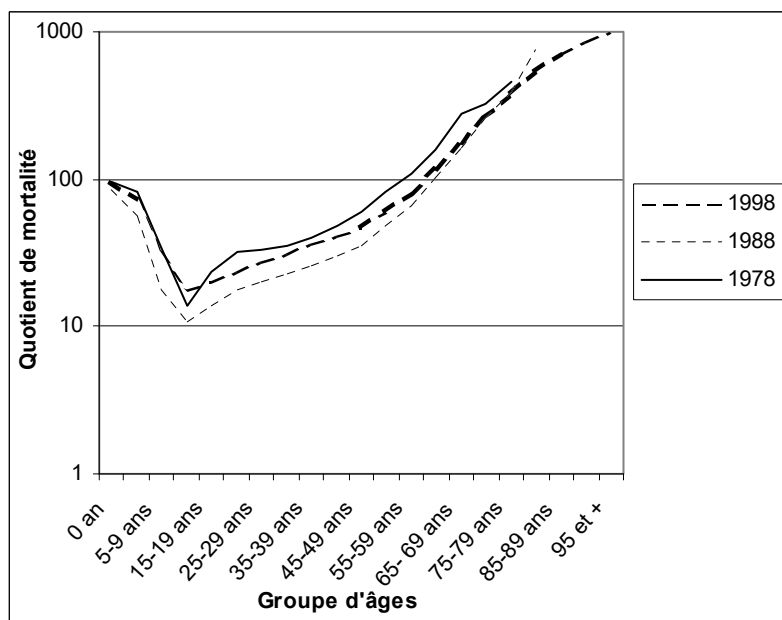
Dans cette même population, concernant le sexe masculin (graphique 5.2), on dispose des données aux trois opérations. On observe une surmortalité en 1978 à tous les âges sauf dans le groupe d'âges 10-14 ans où la surmortalité est en 1998. par contre, lorsqu'on observe les courbes de 1998 et 1988, la surmortalité est en 1998. La situation fluctuante sur différentes périodes constatée pour les niveaux de mortalité s'observe également pour les structures.

Graphique 5.2: Evolution de la structure de la mortalité de 1978 à 1998, Ensemble Côte d'Ivoire, sexe masculin



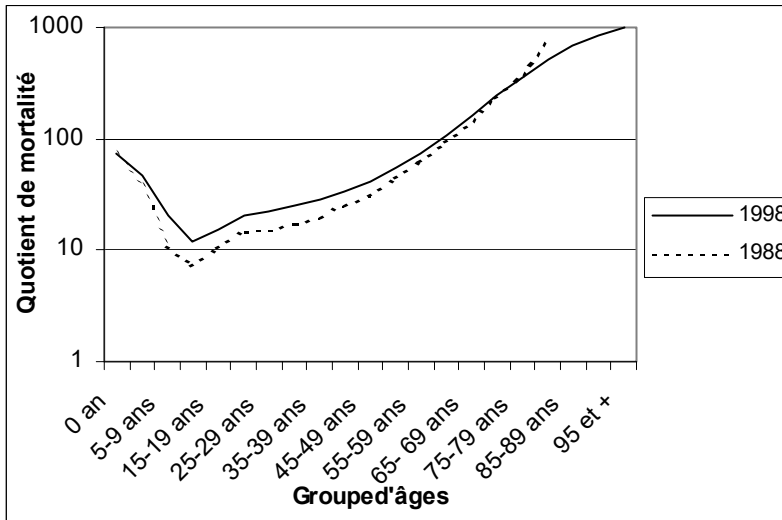
En ce qui concerne le sexe féminin de l'Ensemble Côte d'Ivoire (graphique 5.3), la situation est pareille à celle du sexe masculin. Toutefois, la surmortalité de 1978 est plus accentuée à partir du groupe d'âges 20-24 ans. La surmortalité de 1998 par rapport à 1988 est perceptible à tous les âges sauf à partir du groupe d'âges 60-64 ans.

Graphique 5.3: Evolution de la structure de la mortalité de 1978 à 1998, Ensemble Côte d'Ivoire, sexe féminin



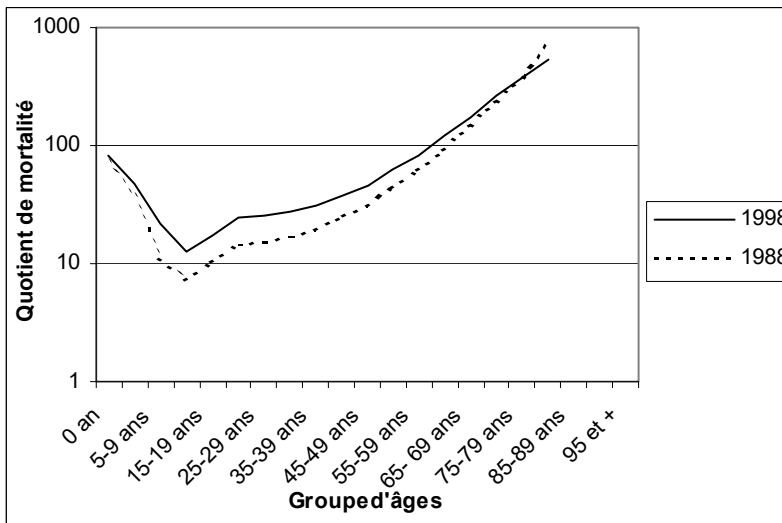
Dans le milieu urbain on ne dispose pas des données de 1978. Pour les 2 sexes confondus (graphique 5.4), on observe une surmortalité en 1998 à tous les âges jusqu'au groupe d'âges 75-79 ans. A partir de cet âge, la surmortalité est en 1988. Cette situation montre que la mortalité des personnes âgées a baissé en 1998 par rapport à 1988.

Graphique 5.4: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Urbain les 2 sexes confondus



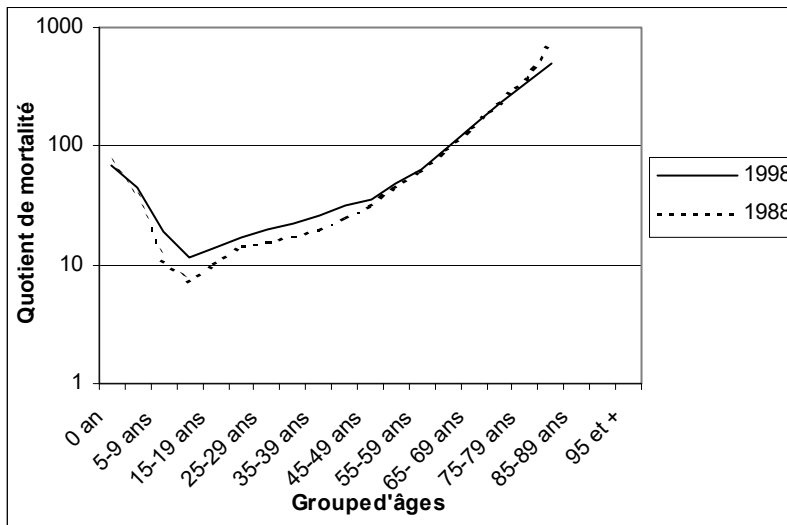
Pour le sexe masculin du milieu urbain (graphique 5.5), la surmortalité est en 1998 à tous les âges sauf à partir du groupe d'âges 75-79 ans où la surmortalité se situe en 1988. On aboutit donc à la même conclusion que pour les 2 sexes confondus.

Graphique 5.5: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Urbain, sexe masculin



Le constat posé pour les deux premiers cas du milieu urbain reste valable pour le sexe féminin (graphique 5.6).

Graphique 5.6: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Urbain, sexe féminin

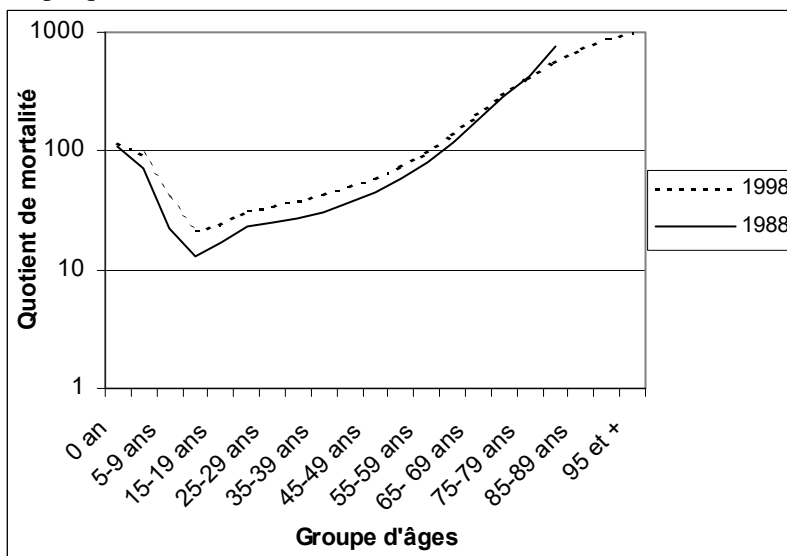


Au total dans le milieu urbain, la mortalité des personnes très âgées a baissé par rapport à 1988. Cela n’altère en rien notre conclusion que la mortalité est en hausse par rapport à 1988, car l’appréciation de la tendance de la mortalité est faite par rapport à la mortalité des moins d’un an, frange de la population la plus vulnérable.

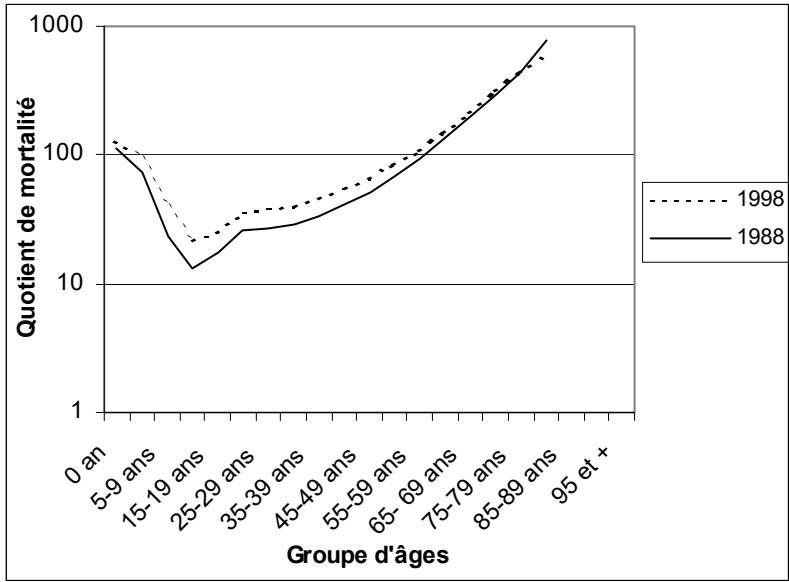
Concernant le milieu rural, on ne dispose pas non plus des données pour 1978. Outre l’allure des courbes, on observe une surmortalité en 1998.

Au niveau du sexe (graphiques 5.7 à 5.9), la surmortalité est en 1998 à tous les âges jusqu’au groupe d’âges 75-79 ans, à partir duquel la surmortalité est en 1988.

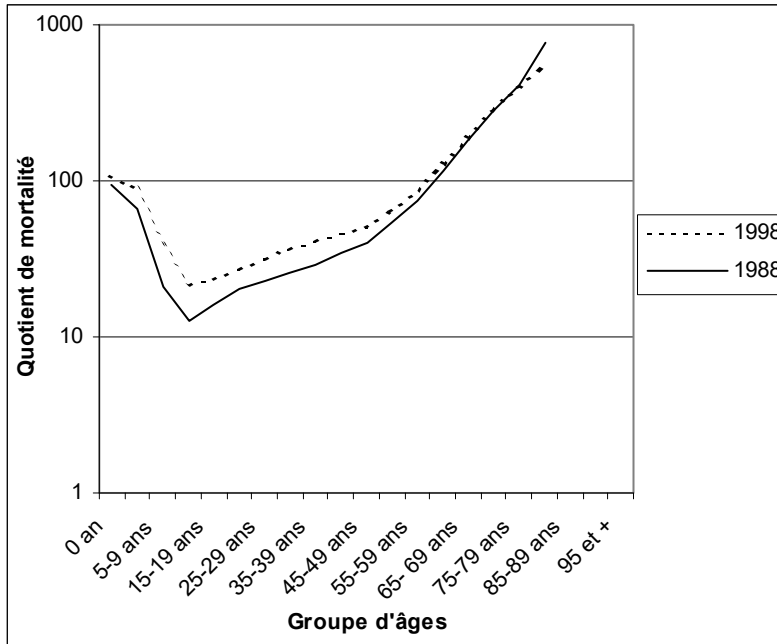
Graphique 5.7: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Rural, les 2 sexes



Graphique 5.8: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Rural, sexe masculin

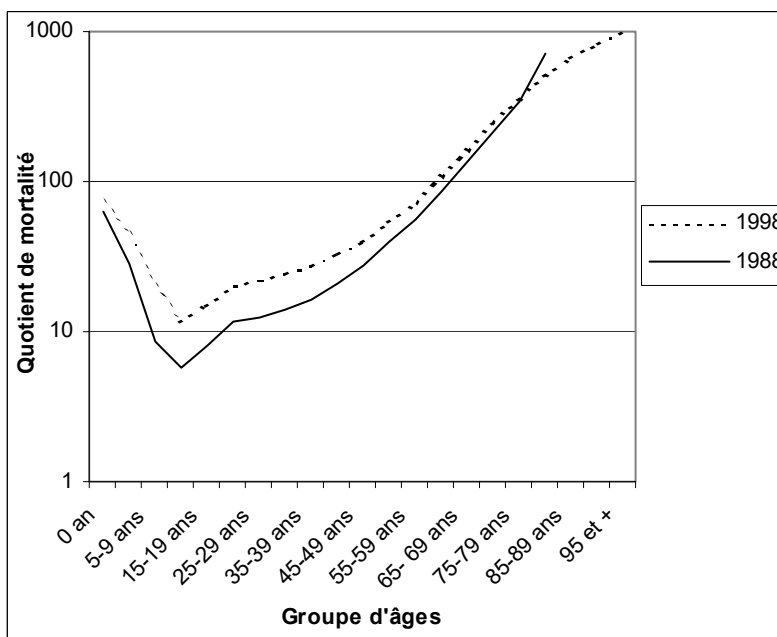


Graphique 5.9: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Rural, sexe féminin

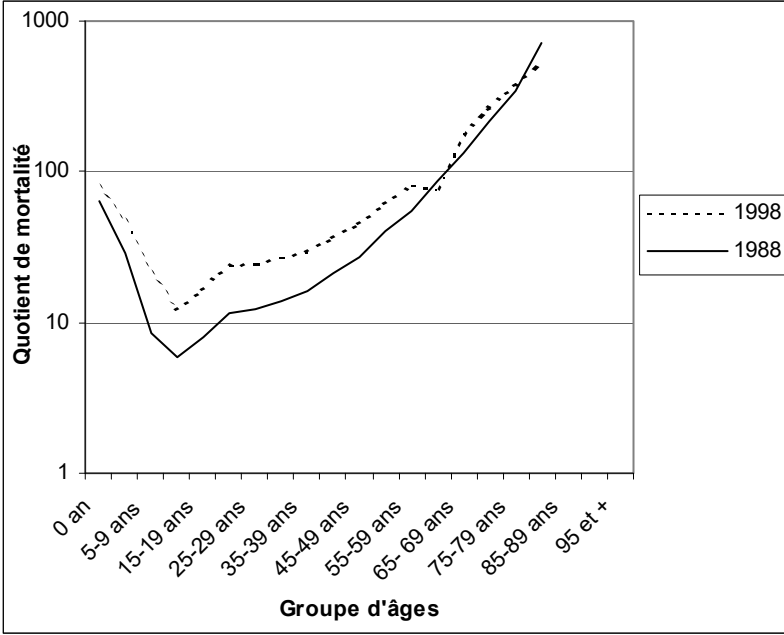


La situation à Abidjan est décrite par les graphiques 5.10 à 5.12. Ils reflètent les mêmes constats décrits pour la situation en milieu urbain sauf le cas du sexe masculin d'Abidjan où à 60-64 ans, la surmortalité est en 1988. C'est une exception qui pourrait traduire des erreurs de déclaration d'âge. Il en est de même pour la situation au sein de la population de nationalité ivoirienne (graphiques 5.13 à 5.15).

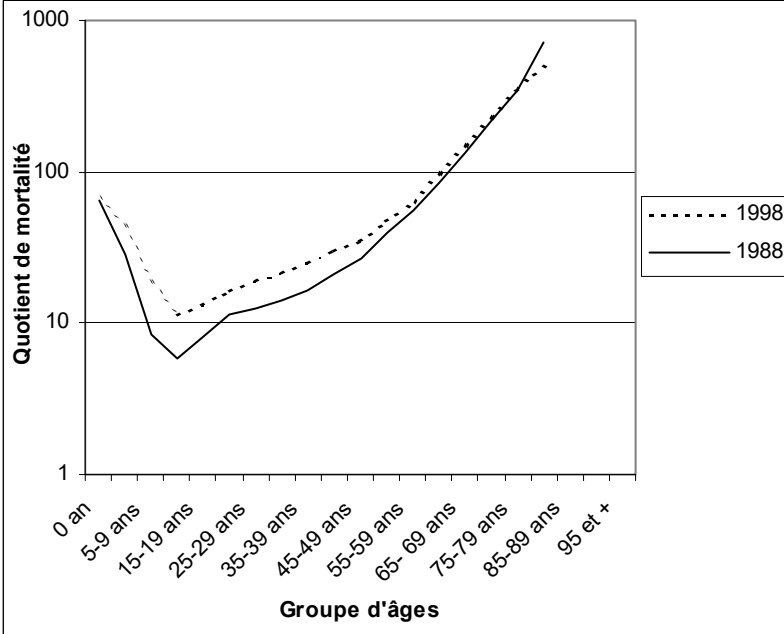
Graphique 5.10: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Abidjan, les 2 sexes



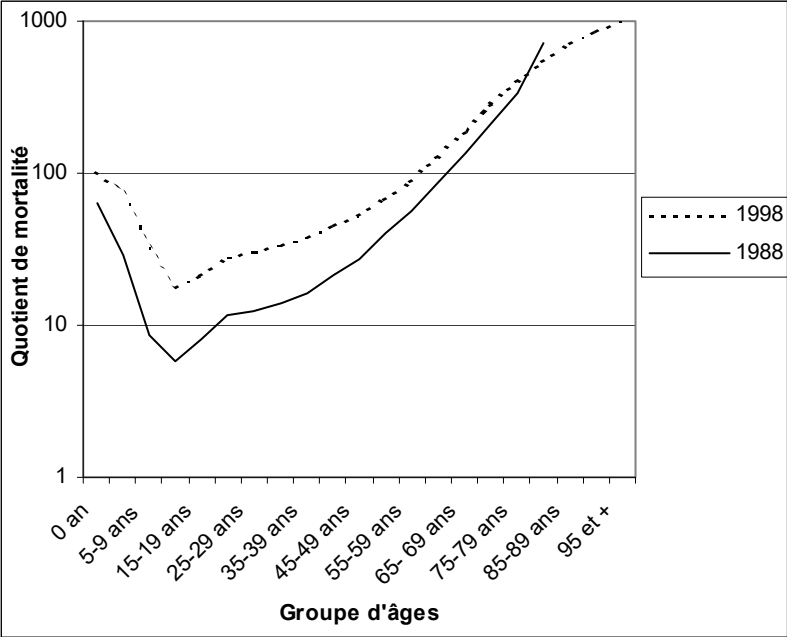
Graphique 5.11: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Abidjan, sexe masculin



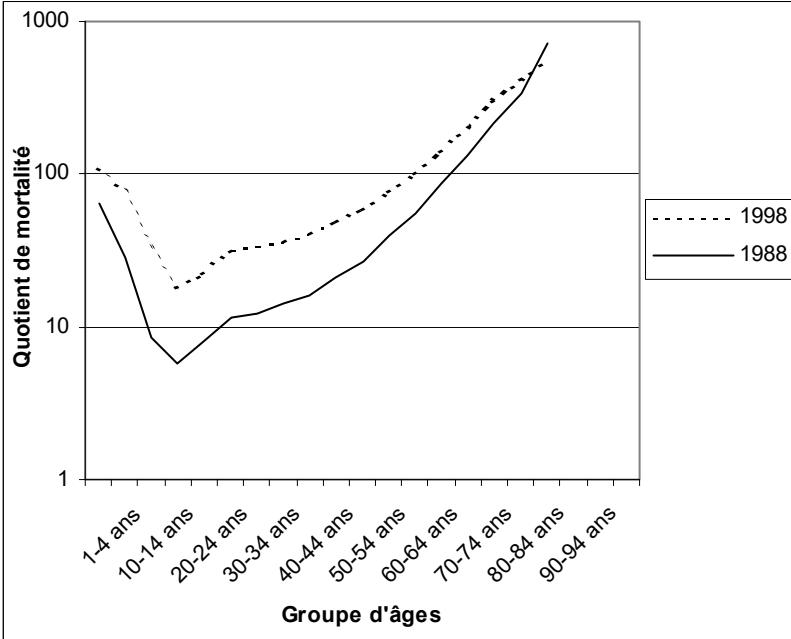
Graphique 5.12: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Abidjan, sexe féminin



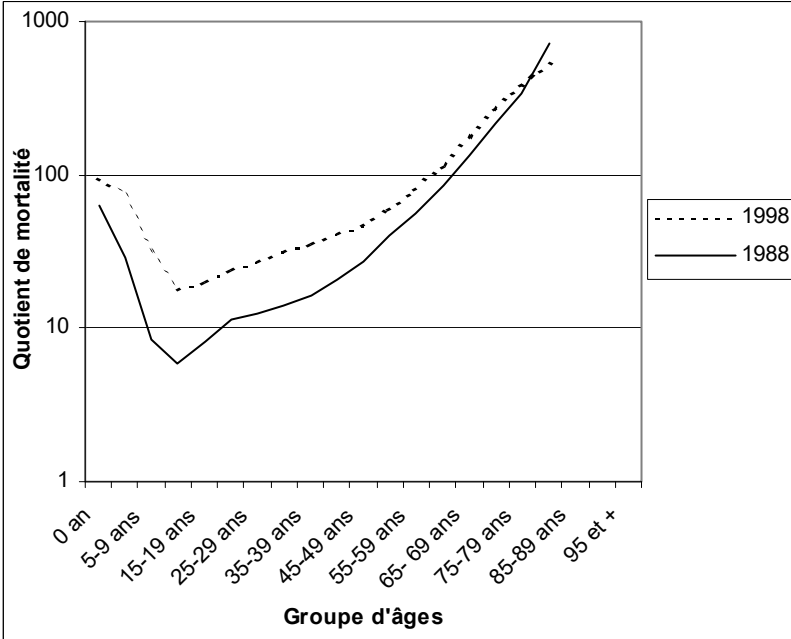
Graphique 5.13: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Ivoiriens, les 2 sexes



Graphique 5.14: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Ivoiriens, sexe masculin



Graphique 5.15: Evolution de la structure de la mortalité de 1988 à 1998, Ivoiriens, sexe féminin



Il est à remarquer que l'évolution de la structure a permis de constater une allure identique des courbes. On observe par ailleurs une surmortalité générale en 1998 à deux cas près où la surmortalité générale est en 1978. Par âge, la surmortalité en 1998 existe. Cependant, on observe une surmortalité apparente en 1988 par rapport à 1998, à partir de 75 ans. Cela pourrait être le fait de la limite d'âge supérieure à 80 ans ou plus en 1988 et à 95 ans ou plus en 1998.

CONCLUSION

Que retenir de l'étude de la mortalité ? L'étude de la mortalité revêt un caractère didactique pour le démographe et autres utilisateurs, car elle offre un large champ d'investigation surtout dans son aspect évaluation des données qui a été largement développé dans les annexes. Cette étude a mis en exergue un contexte socio-économique et sanitaire très dégradé.

Les données collectées ont permis de faire l'analyse de ce thème sous deux volets méthodologiques : la méthode directe et les méthodes indirectes. La méthode directe basée sur les décès observés n'a pas donné de bons résultats. En effet, on note de réelles difficultés à appliquer la méthode directe car les personnes enquêtées se montrent très réticentes face aux questions sur les décès. Les difficultés sont plus subtiles quant à l'application des concepts pour les méthodes indirectes.

Les méthodes indirectes sont basées sur la survie des enfants et la survie des parents (mères). Elles s'appuient sur des techniques mises au point (proportions d'enfants décédés transformées en quotients de mortalité pour la mortalité des enfants et proportions d'orphelins transformées en probabilités conditionnelles de survie pour la mortalité adulte) en vue d'adapter l'utilisation des données imparfaites, qui sont généralement le fait des pays sous-développés. En réalité, les méthodes indirectes connaissent elles aussi certaines limites liées à l'application sur le terrain des concepts.

Ces deux techniques sont sous-tendues par la technique d'appariement des deux types de mortalité en vue de construire la table de mortalité.

Ces techniques ont été appliquées à des logiciels conçus pour l'étude de la mortalité (QFIVE, MORTPAK-LITE et MORTAL). A l'appariement, on n'aboutit pas à des résultats escomptés car l'espérance de vie à la naissance de référence pour le sexe féminin (e0f) est très élevée (60 à 65 ans). Mais comme la mortalité est un phénomène très sensible aux conditions socio-économiques du pays, elle a certainement connu des variations dans le temps, ce qui a permis au logiciel (MORTPAK-LITE) de générer des niveaux de mortalité à des dates précises. Ces niveaux qui sont considérés comme plausibles ont été essayés comme des niveaux de référence pour générer les tables de mortalité. On a ainsi choisi la table dont les indicateurs semblent refléter la situation actuelle de la mortalité en Côte d'Ivoire : Il s'agit du modèle Nord présentant un niveau de mortalité infantile égale à 103,5 ‰, un niveau de mortalité juvénile égal à 74,8 ‰ et une espérance de vie à la naissance de 50,9 ans. Le taux brut de mortalité à cet effet est de 13,8 ‰.

Ces indicateurs qui se rapprochent de ceux de l'EDS 98 (opération réalisée à la même année que le RGPH-98) sont élevés, témoignant d'une mortalité qui a connu une variation à la hausse. Cette tendance pourrait s'inverser dans le temps. Cette hausse de la mortalité est liée à un environnement socio-économique et sanitaire dégradé.

En ce qui concerne la structure de la mortalité, elle est globalement homogène. Quels que soient le milieu de résidence et le sexe, on observe une surmortalité masculine à tous les âges sauf à Abidjan où, à 60-64 ans on a une surmortalité féminine liée certainement à des erreurs de déclaration d'âges. On note également que toutes les courbes de mortalité présentent une allure en forme de J, témoignant d'une mortalité infantile et aux âges avancés élevée. Par ailleurs, s'agissant de la mortalité des enfants, on constate une proportion non

négligeable des orphelins âgés de moins de 15 ans pour lesquels le problème d'insertion sociale (problèmes liés à la petite enfance, à la scolarisation, au travail des enfants, aux enfants de la rue, etc.) est posé.

On retient également que l'analyse de la mortalité est beaucoup dépendante de la méthode de collecte et que malgré la quantité de données existantes, les besoins en données sur la mortalité demeurent.

Au total, c'est un thème très intéressant pour lequel l'amélioration du fonctionnement de l'état civil (pour l'enregistrement des décès) serait d'un apport hautement appréciable ; car l'étude du phénomène est entachée d'énormes difficultés liées à la qualité des données collectées lors des recensements. Il serait profitable d'envisager dans l'immédiat la réalisation d'une enquête spécifique sur la mortalité dans toutes ses dimensions en vue d'avoir une opération de référence.

BIBLIOGRAPHIE

- AHONZO E., B., KOPYLOV P.: Population de Côte d'Ivoire, Analyse des données disponibles, Direction de la Statistique, 1984
- B. DISAINE: Analyse de la mortalité (cours de l'IFORD)
- Georges TAPINOS: Eléments de démographie
Direction de la Statistique, Abidjan: Enquête à Passages Répétés, 1978/79
- Manuel de Yaoundé: Estimations indirectes en démographie africaine
- ABBAS: Rapport d'analyse sur la fécondité, RGPH88
- DJEDJED Onéné: Rapport d'analyse sur la mortalité, RGPH88
- Institut National de la Statistique (INS): Enquête Démographique et de Santé, 1994
- INED, INSEE et all.: Analyse des données, Mortalité
- G. WUNSCH: Méthodes d'analyse démographique pour les pays en développement, Université Catholique de Louvain
- Manuel X ONU: Techniques indirectes d'estimation démographique
- Plan d'Action National pour la survie, la protection et le développement de l'enfant ivoirien à l'horizon 2000.
- Ministère de la Santé: Plan National de Développement Sanitaire 1996-2005.
- Enquête Ivoirienne sur la Fécondité 1980/81: Rapport Principal, Vol 1, Analyse des principaux résultats
- Enquête Démographique et de Santé 1994, décembre 1995, INS, Macro International Inc
- Enquête Démographique et de Santé, Côte d'Ivoire 1998-1999, Rapport Préliminaire
- Christophe Vandeschrick : Analyse démographique, Population et Développement

ANNEXES 1 : TABLES DE MORTALITE

URBAIN

Femmes

âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	67,76	6776	71,37	100000	94940,3	0,91589	5960001,5	59,600
1	44,63	4161	11,46	93224	363005,8	0,96202	5865061,0	62,914
5	19,45	1732	3,93	89064	440554,5	0,98561	5502055,0	61,777
10	11,66	1018	2,35	87331	434213,6	0,98732	5061500,5	57,957
15	13,80	1191	2,78	86313	428707,9	0,98465	4627287,0	53,610
20	17,05	1451	3,44	85122	422129,1	0,98167	4198579,0	49,324
25	19,75	1653	3,99	83671	414389,8	0,97894	3776449,8	45,134
30	22,50	1846	4,55	82019	405663,1	0,97588	3362060,0	40,991
35	25,92	2078	5,25	80173	395876,6	0,97161	2956397,0	36,875
40	31,14	2432	6,32	78095	384635,9	0,96665	2560520,5	32,787
45	35,82	2710	7,29	75662	371807,5	0,95848	2175884,5	28,758
50	47,93	3497	9,81	72952	356368,4	0,94447	1804076,9	24,730
55	64,17	4457	13,24	69455	336580,8	0,92096	1447708,5	20,844
60	96,27	6257	20,19	64999	309975,8	0,87973	1111127,8	17,095
65	149,04	8755	32,10	58741	272695,8	0,81531	801151,9	23,639
70	230,09	11501	51,73	49987	222330,8	0,71733	528456,1	10,572
75	342,40	13177	82,73	38486	159484,4	0,59164	306125,3	7,954
80	493,35	12486	132,33	25308	94356,7	0,42917	146640,9	5,794
85	669,79	8588	212,08	12822	40494,9	0,25931	52284,2	4,078
90	835,64	3538	336,94	4234	10500,9	0,10928	11789,3	2,784
95	100,00	696	540,16	696	1288,4	0,00000	1288,4	1,851

Hommes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	81,16	8116	86,22	100000	94122,8	0,90209	5592396,0	55,924
1	48,43	4450	12,47	91884	356922,7	0,95749	5498273,0	59,839
5	22,05	1928	4,46	87435	431873,2	0,98398	5141350,5	58,802
10	12,58	1075	2,53	85507	424955,5	0,98527	4709477,5	55,077
15	17,09	1443	3,45	84432	418695,9	0,97939	4284522,0	50,745
20	24,49	2033	4,96	82989	410065,1	0,97503	3865826,0	46,583
25	25,50	2064	5,16	80956	399826,6	0,97364	3455761,0	42,687
30	27,33	2156	5,54	78892	389286,0	0,97104	3055934,5	38,736
35	30,77	2361	6,25	76736	378013,8	0,96615	2666648,5	34,751
40	37,30	2774	7,60	74375	365216,8	0,95856	2288634,8	30,772
45	46,10	3301	9,43	71601	350082,6	0,94606	1923417,9	26,863
50	62,85	4293	12,96	68300	331197,8	0,92816	1573335,3	23,036
55	82,22	5263	17,12	64007	307405,3	0,90078	1242137,5	19,406
60	119,28	7007	25,30	58744	276905,0	0,85566	934732,2	15,912
65	175,16	9062	38,25	51737	236936,9	0,78796	657827,2	12,715
70	260,48	11116	59,54	42675	186695,9	0,68490	420890,3	9,863
75	379,31	11971	93,62	31559	127867,3	0,55394	234194,4	7,421
80	528,92	10361	146,27	19588	70830,9	0,39695	106327,1	5,428
85	698,68	6447	229,30	9228	28116,2	0,23633	35496,2	3,847
90	852,17	2369	356,59	2780	6644,6	0,09964	7380,0	2,654
95	1000,00	411	558,93	411	735,4	0,00000	735,4	1,789

Sexes confondus

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	I(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	74,56	7456	78,87	100000	94525,5	0,90889	5773895,5	57,739
1	46,54	4307	11,97	92544	359919,3	0,95974	5679370,0	61,639
5	20,75	1831	4,20	88237	436149,7	0,98479	5319450,5	60,286
10	12,12	1047	2,44	86406	429516,2	0,98629	4883301,0	56,516
15	15,45	1319	3,11	85359	423627,9	0,98201	4453785,0	52,177
20	20,78	1746	4,20	84040	416008,0	0,97835	4030157,2	47,955
25	22,62	1861	4,57	82294	407000,6	0,97630	3614149,2	43,918
30	24,90	2003	5,04	80432	397353,5	0,97347	3207148,8	39,874
35	28,33	2222	5,74	78429	386813,2	0,96890	2809795,2	35,826
40	34,19	2606	6,95	76207	374782,9	0,96265	2422982,0	31,795
45	40,89	3010	8,34	73602	360784,5	0,95236	2048199,0	27,828
50	55,26	3901	11,35	70592	343597,1	0,93650	1687414,5	23,904
55	72,96	4866	15,12	66691	321777,4	0,91118	1343817,5	20,150
60	107,36	6638	22,64	61825	293196,0	0,86820	1022040,1	16,531
65	161,46	8911	35,01	55188	254552,1	0,80239	728844,1	13,207
70	244,31	11306	55,35	46277	204250,0	0,70229	474291,9	10,249
75	359,30	12565	87,60	34971	143442,2	0,57500	270041,9	7,722
80	508,01	11382	138,00	22406	82479,5	0,41684	126599,7	5,650
85	679,55	7491	217,89	11024	34380,8	0,25261	44120,2	4,002
90	838,93	2964	341,22	3552	8685,0	0,10826	9739,4	2,757
95	1000,00	569	539,63	569	1054,4	0,00000	1054,4	1,853

RURAL

Femmes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	I(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	109,43	10943	117,81	100000	92887,3	0,85925	492000,1	49,200
1	90,08	8022	23,82	89057	336735,9	0,92296	4827114,0	54,202
5	38,83	3147	7,94	81035	396523,3	0,97204	449078,0	55,413
10	21,42	1669	4,33	77889	385438,1	0,97767	4093854,5	52,560
15	23,32	1778	4,72	76220	376833,1	0,97470	37008416,5	48,654
20	27,50	2047	5,57	74442	367298,1	0,97050	3331583,5	44,754
25	31,73	2297	6,44	72395	356462,2	0,96600	2964285,5	40,946
30	36,54	2562	7,44	70098	344341,6	0,96104	2607823,2	37,203
35	41,68	2815	8,51	67536	330925,1	0,95591	2263481,8	33,515
40	46,82	3030	9,58	64721	316333,4	0,95102	1932556,6	29,860
45	51,44	3173	10,55	61691	300839,4	0,94228	1616223,3	26,199
50	64,90	3798	13,40	58518	283474,3	0,92510	1315383,9	22,478
55	86,47	4732	18,04	54720	262243,4	0,89652	1031909,5	18,858
60	125,60	6279	26,73	49988	234871,5	0,84663	769666,1	15,397
65	187,77	8207	41,27	43709	198849,2	0,77288	534794,6	12,235
70	279,61	9927	64,59	35502	153686,5	0,66643	335945,4	9,463
75	398,14	10183	99,42	25576	102420,9	0,53305	182258,8	7,126
80	551,42	8488	155,47	15393	54595,8	0,37422	79837,9	5,187
85	722,27	4987	244,10	6905	20431,0	0,21510	25242,2	3,656
90	870,91	1670	380,04	1918	4394,7	0,08657	4811,2	2,509
95	1000,00	248	594,40	248	416,5	0,00000	416,5	1,682

Hommes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	128,54	12854	140,65	100000	91387,9	0,8398	4595127,5	45,951
1	94,32	8220	25,02	87146	328511,9	0,91905	4503739,5	51,680
5	40,19	3172	8,22	78926	385908,6	0,97144	4175227,5	52,900
10	21,36	1618	4,32	75754	374887,9	0,97671	3789319,0	50,021
15	25,43	1885	5,15	74136	366156,6	0,96949	3414431,0	46,056
20	36,16	2613	7,36	72251	354984,5	0,96299	3048274,2	42,190
25	37,97	2644	7,73	69638	341845,2	0,96088	2693289,8	38,675
30	40,42	2708	8,24	66994	328471,3	0,95714	2351444,5	35,099
35	45,60	2932	9,32	64286	314394,5	0,95019	2022973,3	31,468
40	54,58	3349	11,21	61354	298735,3	0,94028	1708578,8	27,848
45	65,60	3805	13,55	58006	280895,8	0,92585	1409843,5	24,305
50	84,06	4556	17,52	54200	260067,0	0,90478	1128947,8	20,829
55	108,42	5382	22,87	49644	235303,3	0,87242	868880,8	17,502
60	150,86	6677	32,53	44262	205283,8	0,82120	633577,4	14,314
65	214,46	8060	47,81	37585	168578,3	0,74430	428293,6	11,395
70	312,58	9229	73,55	29524	125472,1	0,63115	259715,4	8,797
75	439,21	8914	112,56	20295	79192,3	0,49202	134243,3	6,614
80	588,47	6698	171,89	11381	38964,4	0,34146	55050,9	4,837
85	750,69	3516	264,27	4684	13304,9	0,19289	16086,5	3,434
90	886,19	1035	403,22	1168	2566,4	0,07736	2781,5	2,382
95	1000,00	133	617,60	133	215,2	0,00000	215,2	1,619

Sexes confondus

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	119,12	11912	129,3	100000	92126,5	0,84938	4755333,5	47,553
1	92,21	8122	24,42	88088	332565,2	0,92100	4663207,0	52,938
5	39,51	3160	8,08	79965	391137,5	0,97174	4330644,0	54,157
10	21,39	1643	4,32	76806	380085,1	0,97719	3939506,5	51,292
15	24,38	1832	4,93	75163	371416,0	0,97209	3559421,5	47,356
20	31,83	2334	6,46	73330	361050,4	0,96675	3188005,5	43,474
25	34,84	2473	7,09	70996	349045,8	0,96345	2826955,2	39,818
30	38,47	2636	7,84	68523	336289,3	0,95911	2477909,5	36,162
35	43,62	2874	8,91	65887	322537,7	0,95308	2141620,2	32,504
40	50,65	3192	10,38	63013	307404,3	0,94573	1819082,6	28,868
45	58,41	3494	12,02	59821	290720,3	0,93422	1511678,3	25,270
50	74,26	4183	15,40	56327	271597,8	0,91523	1220958,0	21,676
55	97,07	5062	20,36	52145	248574,3	0,88448	949360,2	18,206
60	137,65	6481	29,48	47083	219859,1	0,83458	700785,9	14,884
65	200,31	8133	44,32	40602	183490,1	0,75956	480926,8	11,845
70	294,82	9573	68,68	32469	139370,9	0,65032	297436,7	9,161
75	416,61	9539	105,25	22896	90635,0	0,51519	158065,8	6,904
80	566,54	7568	162,07	13358	46493,9	0,36171	67430,8	5,048
85	731,96	4238	250,93	5790	16889,4	0,20840	20736,9	3,582
90	874,27	1357	385,50	1552	3519,7	0,08519	3847,5	2,479
95	1000,00	195	595,30	195	327,8	0,00000	327,8	1,680

ABIDJAN

Femmes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	65,91	6591	69,35	100000	95041,8	0,91833	6010001,0	60,100
1	42,89	4006	11,00	93409	364124,1	0,96352	5914959,0	63,323
5	18,70	1672	3,78	89403	442416,8	0,98614	5550835,0	62,088
10	11,26	988	2,26	87731	436284,8	0,98772	5108418,0	58,228
15	13,39	1162	2,70	86743	430928,3	0,98508	4672133,0	53,862
20	16,59	1420	3,34	85582	424500,5	0,98215	4241204,5	49,557
25	19,23	1618	3,88	84162	416925,1	0,97951	3816704,0	45,350
30	21,89	1807	4,42	82544	408381,8	0,97653	3399778,8	41,188
35	25,23	2037	5,11	80737	398796,4	0,97231	2991397,0	37,051
40	30,43	2395	6,18	78700	387754,1	0,96737	2592600,5	32,943
45	35,09	2678	7,14	76306	375101,9	0,95924	2204846,5	28,895
50	47,12	3469	9,64	73628	359814,4	0,94541	1829744,5	24,851
55	63,09	4426	13,01	70159	340171,4	0,92219	1469930,1	20,951
60	94,83	6234	19,87	65733	313701,9	0,88136	1129758,8	17,187
65	147,12	8754	31,66	59499	276485,6	0,81743	816056,8	13,716
70	227,61	11550	51,10	50745	226006,3	0,71990	539571,1	10,633
75	339,57	13309	81,80	39195	162703,0	0,59465	313564,9	8,000
80	490,29	12692	31,18	25886	96751,3	0,43211	150861,9	5,828
85	666,93	8800	210,48	13194	41806,9	0,26176	54110,6	4,101
90	833,63	3663	334,76	4395	10943,3	0,11057	12303,7	2,800
95	1000,00	731	537,43	731	1360,4	0,00000	1360,4	1,861

Hommes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	79,03	7903	83,87	100000	94228,4	0,9048	5641764,0	56,418
1	46,61	4293	11,99	92097	358173,4	0,95905	5547535,5	60,236
5	21,29	1870	4,31	87804	433877,1	0,98451	5189362,0	59,102
10	12,20	1048	2,45	85934	427154,8	0,98565	4755485,0	55,339
15	16,71	1419	3,37	84886	421025,0	0,97984	4328330,0	50,990
20	23,96	2000	4,85	83467	412537,2	0,97558	3907304,8	46,812
25	24,93	2031	5,05	81468	402464,0	0,97422	3494767,5	42,898
30	26,73	2123	5,41	79437	392088,9	0,97168	3092303,5	38,928
35	30,09	2326	6,11	77314	38098,6	0,96689	2700214,5	34,925
40	36,50	2737	7,43	74988	368370,3	0,95942	2319228,0	30,928
45	45,18	3264	9,24	72251	353421,2	0,94702	1950857,8	27,001
50	61,83	4265	12,74	68987	334698,1	0,92930	1597436,6	23,156
55	80,95	5239	16,84	64722	311035,0	0,90218	1262738,5	19,510
60	117,72	7002	24,95	59483	280608,4	0,85738	951703,4	16,000
65	173,20	9090	37,78	52481	240587,7	0,79015	671095,0	12,788
70	257,86	11189	58,86	43391	190101,3	0,68763	430507,3	9,922
75	376,27	12117	92,69	32202	130718,4	0,55713	240406,1	7,466
80	525,77	10560	145,01	20085	72827,6	0,39993	109687,7	5,461
85	695,83	6628	227,56	9525	29125,9	0,23874	36860,1	3,870
90	850,22	2463	354,24	2897	6953,7	0,10091	7734,2	2,669
95	1000,00	434	555,99	434	780,5	0,00000	78,0	1,799

Sexes confondus

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	72,57	7257	76,69	100000	94629,1	0,91147	5823592	58,236

1	44,77	4152	11,50	92743	361104,8	0,96127	5728963,0	61,772
5	20,00	1772	4,05	88591	438083,8	0,98532	5367858,0	60,591
10	11,73	1018	2,36	86819	431652,3	0,98668	4929774,0	56,782
15	15,06	1292	3,03	85801	425903,4	0,98245	4498121,5	52,425
20	20,28	1714	4,10	84509	418430,4	0,97887	4072218,0	48,187
25	22,07	1828	4,46	82795	409587,7	0,97687	3653787,5	44,131
30	24,30	1967	4,92	80967	400114,9	0,97412	3244199,8	40,068
35	27,64	2184	5,60	79000	389759,8	0,96962	2844084,8	36,001
40	33,43	2568	6,80	76817	377918,9	0,96344	2454325,0	31,950
45	40,07	2975	8,17	74248	364101,3	0,95323	2076406,0	27,966
50	54,34	3873	11,16	71273	347070,6	0,93753	1712304,6	24,025
55	71,79	4839	14,87	67400	325387,8	0,91248	1365234,0	20,256
60	105,87	6624	22,31	62561	296910,6	0,86986	1039846,3	16,621
65	159,54	8924	34,55	55938	258271,3	0,80454	742935,6	13,281
70	241,78	11367	54,70	47014	207788,4	0,70492	484664,3	10,309
75	356,39	12704	86,73	35647	146474,3	0,57808	276875,9	7,767
80	504,92	11584	136,81	22943	84674,1	0,41979	130401,5	5,684
85	676,69	7686	216,23	11358	35545,6	0,25506	45727,5	4,026
90	836,92	3073	338,99	3672	9066,3	0,10957	10181,9	2,773
95	1000,00	599	536,83	599	1115,6	0,00000	1115,6	1,863

IVOIRIENS

Femmes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	94,77	9477	101,15	100000	93691,4	0,87977	5269999,5	52,700
1	72,54	6567	18,97	90523	346194,1	0,93782	5176308,0	57,182
5	31,40	2637	6,39	83957	412532,2	9,77720	4830114,0	57,531
10	17,80	1448	3,59	81320	403125,2	0,98120	4417582,0	54,323
15	19,89	1589	4,02	79872	395547,8	0,97826	4014456,8	50,261
20	23,78	1862	4,81	78283	386948,9	0,97446	3618909,0	46,228
25	27,49	2101	5,57	76422	377066,3	0,97058	3231960,0	42,291
30	31,56	2346	6,41	74321	365973,8	0,96628	2854893,8	38,413
35	36,13	2600	7,35	71975	353633,8	0,96139	2488920,0	34,580
40	41,41	2873	8,45	69375	339978,4	0,95637	2135286,2	30,779
45	46,13	3068	9,44	66502	325146,1	0,94773	1795307,9	26,996
50	59,23	3757	12,19	63434	308152,2	0,93156	1470161,8	23,176
55	79,04	4717	16,43	59677	287063,1	0,90402	1162009,5	19,472
60	115,91	6370	24,55	54960	259510,6	0,85751	874946,4	15,920
65	175,07	8506	38,23	48590	222532,7	0,78671	615435,9	12,666
70	263,50	10562	60,33	40083	175067,9	0,68287	392903,2	9,802
75	380,17	11223	93,88	29521	119549,1	0,55177	217835,3	7,379
80	533,15	9756	147,89	18298	65964,1	0,39134	98286,1	5,371
85	706,13	6032	233,68	8543	25814,1	0,22856	32322,0	3,784
90	860,37	2160	366,07	2510	5900,2	0,09338	6507,9	2,592
95	1000,00	351	576,80	351	607,7	0,00000	607,7	1,734

Hommes

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	l(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	111,98	11198	121,07	100000	92497,1	0,86204	4924001,5	49,240

1	76,93	6832	20,18	88802	338523,1	0,93335	4831504,5	54,408
5	33,52	2748	6,83	81970	402292,6	0,97602	4492981,5	54,813
10	18,21	1443	3,68	79222	392647,3	0,97972	4090689,0	51,636
15	22,55	1754	4,56	77779	384685,2	0,97290	3698041,8	47,545
20	32,14	2444	6,53	76025	374259,7	0,96714	3313356,5	43,583
25	33,66	2477	6,84	73581	361962,2	0,96528	2939096,8	39,944
30	35,92	2554	7,31	71104	349393,3	0,96192	2577134,5	36,244
35	40,51	2777	8,26	68551	336088,4	0,95565	2227741,2	32,498
40	48,68	3202	9,97	65774	321183,4	0,94649	1891652,8	28,760
45	59,02	3693	12,15	62572	303996,0	0,93262	1570469,3	25,099
50	77,01	4534	15,99	58879	283512,3	0,91253	1266473,3	21,510
55	99,75	5421	20,95	54345	258713,0	0,88176	982960,9	18,088
60	140,50	6874	30,13	48924	228121,8	0,83244	724247,9	14,804
65	201,66	8480	44,65	42050	189898,5	0,75845	496126,1	11,122
70	295,69	9926	68,92	33570	14402,8	0,64847	306227,6	9,122
75	409,92	9929	106,30	23644	93398,4	0,51178	162199,4	6,860
80	569,79	7815	163,49	13715	47799,2	0,35869	68801,0	5,016
85	734,77	4335	252,87	5900	17145,0	0,20606	21001,9	3,559
90	876,09	1371	388,09	1565	3532,9	0,08400	3856,9	2,464
95	1000,00	194	598,55	194	324,0	0,00000	324,0	1,671

Sexes confondus

x = âge	Q(x)	D(x)	M(x)	I(x)	L(x)	P(x)	T(x)	E(x)
0	103,5	10350	111,19	100000	93085,5	0,87077	5094673,5	50,947
1	74,75	6701	19,58	89650	342301,9	0,93557	5001588,0	55,790
5	32,46	2693	6,61	82948	407336,8	0,97661	4659286,0	56,171
10	18,01	1445	3,63	80256	397808,8	0,98046	4251949,5	52,980
15	21,22	1673	4,29	78810	390036,2	0,97558	3854140,8	48,904
20	27,96	2157	5,67	77137	380510,5	0,97081	3464104,5	44,908
25	30,56	2292	6,20	74981	369402,6	0,96794	3083594,0	41,125
30	33,72	2451	6,86	72689	357561,0	0,96412	2714191,5	37,340
35	38,30	2690	7,80	70237	344731,3	0,95855	2356630,5	33,552
40	45,00	3040	9,20	67547	330441,9	0,95150	2011899,3	29,785
45	52,47	3385	10,77	64508	314414,7	0,94032	1681457,3	26,066
50	67,92	4151	14,04	61123	295650,1	0,92230	1367042,6	22,366
55	89,06	5074	18,61	56971	272678,5	0,89330	1071392,5	18,806
60	127,67	6626	27,20	51897	243584,2	0,84560	798714,0	15,390
65	187,60	8493	41,23	45271	205974,4	0,77349	555129,8	12,262
70	278,40	10239	64,27	36779	159318,7	0,66709	349155,4	9,493
75	398,14	10566	99,42	26539	106280,5	0,53430	189836,8	7,153
80	548,13	8755	154,18	15973	56785,2	0,37887	83556,2	5,231
85	715,86	5167	240,16	7218	21514,0	0,22185	26771,0	3,709
90	863,73	1771	371,14	2051	4772,8	0,09210	5257,0	2,563
95	1000,00	279	577,22	279	484,2	0,00000	484,2	1,732

ANNEXES 2: LISTE DES PRINCIPAUX TABLEAUX

- Tableau 2.1 : Répartition des décès par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.2 : Répartition des décès annuels par milieu de résidence selon le sexe
- Tableau 2.3 : Répartition de la population par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble C.I
- Tableau 2.4 : Répartition de la population par milieu de résidence selon le sexe
- Tableau 2.5 : Evolution du TBM aux différentes opérations
- Tableau 2. 6: Taux brut de mortalité par milieu de résidence selon le sexe issus des données observées
- Tableau 2.7 : Taux de mortalité par âge en pour mille: Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.8 : Table de mortalité, sexe masculin Ensemble C.I, 1998, données observées
- Tableau 2.9 : Indicateurs de mortalité par milieu de résidence selon le sexe
- Tableau 2.10 :Taux de mortalité infantile par sexe selon le milieu de résidence, Ensemble Côte d'Ivoire, RGPH-98
- Tableau 2.11 : Indicateurs de mortalité issus des EDS de quelques pays africains
- Tableau 2.12 : Rapport de masculinité des quotients de mortalité (risque de mourir), Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.13 : Rapport de masculinité des aqx (risque de mourir) selon le milieu de résidence
- Tableau 2.14 : Taux de survie 1988/1998
- Tableau 2.15 : Indicateurs de mortalité interpolés par milieu de résidence pour les personnes de 15 ans et plus : mortalité adulte (données ajustées).
- Tableau 2.16 : Rapports de masculinité, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.17 : Rapports de masculinité, Abidjan
- Tableau 2.18 : Rapports de masculinité, Urbain
- Tableau 2.19: Rapports de masculinité: Rural
- Tableau 2.20 : Descendances moyennes pi de sexe féminin selon le groupe d'âges de la mère, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.21: Proportions d'enfants décédés Di, sexe féminin, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.22 : Coefficients de régression servant à estimer les facteurs correcteurs ki (Modèle Nord)
- Tableau 2.23 : Quotients de mortalité entre la naissance et l'âge a, sexe féminin, Ensemble CI
- Tableau 2.24 : Répartition de la population résidante dont la mère est décédée, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.25 : Répartition de la population résidante dont la mère est encore en vie
- Tableau 2.26 : Répartition de la population (en proportions) selon la survie de la mère
- Tableau 2.27 : Estimation de la mortalité des femmes adultes par la méthode de Brass, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.28 : Probabilités de survie issues de la transformation des proportions de personnes dont la mère est décédée
- Tableau 2.29 : Indicateurs interpolés issus des résultats de l'EDS 98
- Tableau 2.30 : table de mortalité, sexe féminin, Ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.31 : Table de mortalité, sexe masculin, ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 2.32 : Table de mortalité, sexes confondus, ensemble Côte d'Ivoire
- Tableau 3.1 : Indicateurs de mortalité par sexe, population totale, RGPH-98
- Tableau 4.1 : Indicateurs de mortalité par sexe et milieu de résidence
- Tableau 5.1: Evolution de l'indicateur de mortalité selon le milieu de résidence
- Tableau 5.2 : Evolution du niveau de mortalité par milieu et par sexe
- Tableau 5.3 : Evolution du niveau de mortalité à Abidjan et au sein de la population de nationalité ivoirienne

ANNEXES 3 : LISTE DES GRAPHIQUES

- Graphique 2.1: Courbes des rapports de masculinité des quotients de mortalité par milieu de résidence
- Graphique 2.2 : Courbes des rapports de masculinité
- Graphique 3.1 : Courbe des quotients de mortalité selon le modèle, 2 sexes réunis
- Graphique 3.2 : Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, population totale
- Graphique 4.1: Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, milieu urbain
- Graphique 4.2 : Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, milieu rural
- Graphique 4.3: Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, Abidjan
- Graphique 4.4 : Courbes des quotients de mortalité selon le sexe, nationalité ivoirienne
- Graphique 5.1 à 5.3 : Evolution de la structure de la mortalité, Ensemble Côte d'Ivoire
- Graphique 5.4 à 5.6 : Evolution de la structure de la mortalité, milieu urbain
- Graphique 5.7 à 5.9 : Evolution de la structure de la mortalité, milieu rural
- Graphique 5.10 à 5.12 : Evolution de la structure de la mortalité, Abidjan
- Graphique 5.13 à 5.15 : Evolution de la structure de la mortalité, nationalité ivoirienne

ANNEXES 4

GUIDE METHODOLOGIQUE : EVALUATION DES DONNEES, ESTIMATION DE LA MORTALITE ET CONSTRUCTION DE LA TABLE DE MORTALITE

Ce guide méthodologique est relatif à la fois à la méthode directe et aux méthodes indirectes.

Il ces différentes méthodes et les résultats auxquelles on est parvenues. Au-delà, le guide expose les multiples difficultés d'approche dans l'étude de la mortalité.

CHAPITRE 1 - EVALUATION DES DONNEES

1.1. Méthodologie de collecte des données

1.1.1 - Décès des 12 derniers mois

La question sur les décès des 12 derniers mois dans le ménage permet de façon directe, d'obtenir le nombre total de décès survenus au cours de la période annuelle qui se termine à la date du recensement. Outre le volume global des décès, il est possible de calculer le nombre total de décès annuels par sexe et âge du défunt, selon le milieu de résidence.

Malheureusement, la collecte des données sur la mortalité dans les pays d'Afrique Noire se heurte à beaucoup d'obstacles que, face à la mort, commandent les civilisations et les croyances des personnes. En Côte d'Ivoire, les réticences à l'égard de l'expression même de la mort sont nombreuses. Il n'est pas interdit d'en parler, mais il faut savoir comment en parler. Par exemple, dans la société BAOULE, on dira d'un roi qui vient de mourir qu'il a mal aux pieds. Ailleurs, on ne parlera pas de la mort d'un enfant attribuée à un sorcier pour ne pas attirer l'attention de ce dernier sur l'enfant suivant. De ce fait, l'enregistrement des décès pour le calcul direct des indicateurs de mortalité n'est pas aisé. Les résultats du recensement pilote de 1987 ont montré que l'étude directe de la mortalité dans une opération d'envergure comme le recensement général de la population est sujette à caution. Certainement que l'on aurait eu une autre situation si celui de 1997 avait été analysé. En dépit des différentes difficultés, nous nous en tenons à la situation présentée par le recensement de 1998.

1.1.2 - Parité atteinte et survie des enfants

Elles se rapportent à l'étude de la mortalité aux jeunes âges qui se traduit par la méthode des proportions d'enfants décédés. Les données sont fournies par les questions sur le nombre total d'enfants nés vivants selon le sexe par femme, le nombre d'enfants encore en vie selon le sexe par femme, la répartition des femmes en âge de procréer.

L'utilisation des méthodes indirectes n'est pas plus aisée car il y a de nombreux risques d'omissions d'enfants décédés juste après leur naissance. La notion d'enfants nés vivants n'étant pas toujours évidente pour toutes les femmes.

Nous aurions pu apprécier également la méthode à partir de l'analyse des données issues du recensement pilote de janvier 1998 qui permettent d'utiliser les méthodes directes et les méthodes indirectes (voir questions 25, 34, 35 et 37). Cette façon de procéder permettra de déterminer la méthode qui peut donner les meilleurs résultats. Malheureusement les résultats du pilote n'ont pas été analysés.

1.1.3 - Survie des parents

Elle se rapporte à l'étude de la mortalité aux âges adultes qui se traduit par la méthode des proportions d'orphelins. Les données sont fournies par les questions sur la survie de la mère, la survie du père.

Les enfants en bas âge ne connaissant pas la situation de survie de leurs ascendants, la méthode de collecte connaît aussi des limites à ce niveau.

1.2 – Qualité des données

1.2.1 - Méthode directe

En rappel, la méthode directe est relative à la question sur les décès survenus dans le ménage au cours des 12 derniers mois. La période des 12 derniers mois qui traduit l'observation directe aboutit nécessairement à des omissions et à l'effet de télescopage. Pour apprécier la qualité des données issues de cette méthode, on utilisera la répartition des taux de mortalité par âge ou groupe d'âges et voir si les écarts ne sont pas trop grands.

Tableau 1 : Répartition des décès par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âge	Hommes	Femmes	TOTAL
0 an	2 765	2 435	5 200
1-4 ans	11 846	9 861	21707
5-9 ans	3 403	2 987	6 390
10-14 ans	6 428	2 170	8 598
15-19 ans	1 986	2 539	4 525
20-24 ans	3 043	4 839	7 882
25-29 ans	3 547	4 505	8 052
30-34 ans	4 036	4 292	8 328
35-39 ans	3 788	3 352	7 140
40-44 ans	3 770	2 845	6 615
45-49 ans	3 071	2 280	5 351
50-54 ans	3 517	2 475	5 992
55-59 ans	2 261	1 702	3 963
60-64 ans	3 358	2 612	5 970
65- 69 ans	2 318	1 753	4 071
70-74 ans	3 067	2 300	5 367
75-79 ans	1 836	1 339	3 175
80 &+	4 810	4 798	9 608
ND	3 374	18 884	22 258
TOTAL	72 224	77 968	150 192

NB : les décès d'âge non déclaré seront redistribués par groupe d'âges

Tableau 2: Répartition des décès annuels par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Décès observés		
	Hommes	Femmes	Total
Ensemble Côte d'Ivoire	72224	77968	150192
Abidjan	9225	8895	18120
Urbain	21919	23664	45583
Rural	50305	54304	104609

NB: Urbain = ensemble urbain y compris la ville d'Abidjan

Tableau 3: Répartition de la population par groupe d'âges selon le sexe, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	228 854	225 219	454 073
1-4 ans	968 647	932 680	1 901 327
5-9 ans	1 208 232	1 139 275	2 347 507
10-14 ans	977 284	919 327	1 896 611
15-19 ans	845 108	877 842	1 722 950
20-24 ans	773 970	770 772	1 544 742
25-29 ans	646 603	628 599	1 275 202
30-34 ans	532 243	518 570	1 050 813
35-39 ans	422 709	405 912	828 621
40-44 ans	335 127	302 180	637 307
45-49 ans	254 626	213 900	468 526
50-54 ans	189 840	173 480	363 320
55-59 ans	143 206	125 917	269 123
60-64 ans	116 744	108 461	225 205
65- 69 ans	83 963	71 027	154 990
70-74 ans	54 818	47 510	102 328
75-79 ans	30 114	25 565	55 679
80 &+	32 535	35 813	68 348
TOTAL	7 844 623	7 522 049	15 366 672

Tableau 4: Répartition de la population par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Population moyenne		
	Hommes	Femmes	Total
Ensemble Côte d'Ivoire	7 844 623	7 522 049	15 366 672
Abidjan	1 451 341	1 426 607	2 877 948
Urbain	3 329 944	3 199 194	6 529 138
Rural	4 513 939	4 322 250	8 836 189

Par ailleurs, ces effectifs de décès rapportés à la population moyenne au cours de l'année permettent de calculer les indicateurs suivants:

- les indicateurs de mortalité générale (taux brut de mortalité);
- les indicateurs de mortalité par sexe et âge dans les différents groupes de population;

En ce qui concerne les indicateurs de mortalité générale (taux brut de mortalité), on note une évolution d'une opération démographique à l'autre comme présenté dans le tableau ci-dessous.

Tableau 5 : Evolution du TBM aux différentes opérations

Milieu de résidence	Décès observés	Population moyenne	TBM (%o) RGPH 98	TBM estimés au RGPH 88	TBM à l'EPR 78	TBM estimés avant EPR
Ens. CI	150 192	15 366 672	9,77	12,3	17	24
Urbain	45 583	6 529 138	6,98	12,8	14	22
Abidjan	18 120	2 877 948	6,30	8,9	9	18
Rural	104 609	8 837 534	11,84	15	20	26

Le taux brut de mortalité est le rapport du nombre annuel des décès observés dans une population à l'effectif moyen de cette population au cours de la période d'observation (selon le dictionnaire multilingue de démographie). Ici, la population moyenne considérée est la population obtenue au recensement de 1998.

Les taux bruts de mortalité ainsi obtenus se présentent comme suit: 9,77 %o pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire, Ville d'Abidjan 6,30%o, le milieu urbain y compris la ville d'Abidjan 6,98 %o et le milieu rural 9,4 %o.

Ces taux nous semblent bas compte tenu du contexte de mortalité de la Côte d'Ivoire. En effet, s'il n'y a pas eu de catastrophe particulière (guerre, épidémies, autres calamités naturelles), il n'en demeure pas moins vrai que la pandémie du SIDA sévit de façon persistante et mortelle en Côte d'Ivoire. On peut également citer d'autres causes de décès et non des moindres telles que le paludisme, la tuberculose, les accidents de la route, les maladies diarrhéiques, La faiblesse des taux bruts de mortalité nous semblent curieuse également en raison de la dégradation du pouvoir d'achat des ménages pour lequel les populations fréquenteraient très peu les formations sanitaires, etc.

Si l'on considère le rythme de baisse des TBM sur 4 périodes espacées en moyenne de 10 ans, on observe que la baisse est en moyenne de 5 points pour l'Ensemble Côte d'Ivoire, 6 points pour le milieu urbain, 4 points pour Abidjan et 5 points pour le milieu rural. Au vu de ce rythme, on peut admettre que ces taux jugés bas se justifient.

Par sexe et selon le milieu de résidence, les TBM présentent pratiquement les mêmes niveaux comme en témoigne le tableau ci-dessous:

Tableau 6 : Taux brut de mortalité par milieu de résidence selon le sexe issus des données observées

Milieu de résidence	Hommes	Femmes	Total
Ens. CI	9,20	10,37	9,77
Abidjan	6,36	6,24	6,30
Urbain	6,58	7,40	6,98
Rural	11,14	12,56	11,84

Les taux bruts traduisent les différences de mortalité entre les milieux de résidence et entre les sexes.

Concernant les indicateurs de mortalité par sexe et âge dans les différents groupes de population, il s'agit des taux de mortalité par âge. Cet indicateur se définit comme étant le rapport des décès annuels entre 2 âges consécutifs (x et $x+1$ ou x et $x+5$), à la population moyenne du groupe d'âges considéré.

Tableau 7 : Taux de mortalité par âge en pour mille: Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	12,67	14,27	13,46
1-4 ans	12,83	13,95	13,38
5-9 ans	2,95	3,46	3,20
10-14 ans	6,90	3,11	5,07
15-19 ans	2,47	3,82	3,15
20-24 ans	4,12	8,28	6,20
25-29 ans	5,75	9,46	7,58
30-34 ans	7,95	10,92	9,42
35-39 ans	9,40	10,90	10,13
40-44 ans	11,80	12,42	12,10
45-49 ans	12,65	14,07	13,30
50-54 ans	19,43	18,83	19,14
55-59 ans	16,56	17,84	17,16
60-64 ans	30,17	31,78	30,95
65- 69 ans	28,96	32,57	30,61
70-74 ans	58,69	63,88	61,10
75-79 ans	63,96	69,12	66,33
80 &+	155,09	176,79	166,46
TOTAL	9,21	10,37	9,77

Le TBM et les taux de mortalité par âge ci-dessus évoqués permettront d'apprécier avec aisance le niveau et la structure par sexe et âge de la mortalité générale. A partir de la structure de la mortalité, seront calculés des indicateurs de mortalité infantile et de mortalité juvénile.

Il faut remarquer que la faiblesse des taux bruts de mortalité observés est liés à la qualité des données.

On pourrait également avoir recours à la notion de mortalité-type pour comprendre l'évolution du niveau de la mortalité entre 1988 et 1998. En effet, en appliquant à la

population de 1988 les taux de mortalité de 1998, on peut comparer la mortalité dans ces 2 populations en observant le nombre de décès annuels enregistrés.

En outre, la faiblesse des taux bruts de mortalité observés pose le problème de la qualité des données observées.

Par ailleurs, un des objectifs majeurs de l'étude de la mortalité est de construire la table de mortalité de l'ensemble du pays. Pour cela, à partir des données observées, on calcule les taux de mortalité du moment que l'on transformera par la suite en quotients de mortalité. La série des quotients de mortalité débouchera sur le calcul de l'espérance de vie à la naissance, et des espérances de vie par âge.

Pour cela, on note que, le passage des taux aux quotients à partir des données observées a donné une série de quotients de mortalité qui semblent plus cohérents.

On calcule les taux de mortalité par âge, par la formule ${}_a m_x = D_x / P_x$.

Avec les naissances de l'année auxquelles on rapporte les décès de la même année, on calcule le quotient de mortalité infantile (1q0). La série des taux de mortalité par âge et sexe selon le milieu de résidence a été calculée de cette façon.

Les taux ainsi calculés aux différents âges sont transformés en quotients de mortalité selon la formule suivante : ${}_a q_x = \frac{2 * a * m_x}{2 + a * m_x}$

A partir de la série des ${}_a q_x$, on calcule les autres grandeurs de la table en prenant pour racine de la table $S_0 = 1000, 10000, 100\ 000$ (soit un multiple de 10).

La série des survivants (S_x) de la table s'obtient par soustraction des décès d'un âge donné, des survivants du même âge : $S_{x+1} = S_x - D_x$, $x = \text{âge}$

La série des décès de la table s'obtient par la formule $D_x = S_x * {}_a q_x$

On calcule ensuite la série de la population stationnaire associée à la table par la

formule ${}_a L_x = a * \frac{S_x + S_{x+a}}{2}$

Quant à L_0 la formule est : $L_0 = \alpha S_0 + (1 - \alpha) S_1$

Avec $\alpha = 0,25$ si la mortalité est basse (1q0 < 100‰) et $\alpha = 0,35$ si la mortalité est élevée (1q0 > 100‰) :

Les effectifs de population stationnaire sont cumulés à partir de l'âge le plus élevé jusqu'à l'âge le plus bas (0 an). Ces effectifs cumulés désignés par T_x sont les années-vécues.

La série des espérances de vie par âge est obtenue en divisant le nombre d'années vécues par les survivants à chaque âge. On aboutit ainsi à l'espérance de vie à la naissance qui est un des paramètres d'entrée dans les tables-types, en vue de rechercher le modèle de mortalité.

Les espérances de vie par âge calculés semblent également cohérents. Mais compte tenu de la qualité défectueuse des données, on s'attend à une espérance de vie à la naissance anormale au regard du quotient de mortalité infantile anormalement bas. Ce qui est le cas (58,81 ans pour 1q0 = 12,69‰ contre 53,7 ans pour 1q0 = 97‰ au RGPH88). Il faut donc procéder à des ajustements.

La table de mortalité est ainsi construite (pour le sexe masculin, Ensemble CI par exemple).

Tableau 8 : Table de mortalité, Ensemble Côte d'Ivoire, sexe masculin, 1998, issue des données observées (décès observés)

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	12,69	100000	1269	99048	5881278	58,81
1-4 ans	50,03	98731	4940	381885	5782230	58,57
5-9 ans	14,66	93792	1375	465520	5400345	57,58
10-14 ans	33,91	92416	3134	454246	4934825	53,40
15-19 ans	12,25	89282	1094	443676	4480579	50,18
20-24 ans	20,41	88188	1800	436442	4036903	45,78
25-29 ans	28,36	86388	2450	425816	3600461	41,68
30-34 ans	39,00	83938	3273	411507	3174645	37,82
35-39 ans	45,92	80665	3704	394062	2763139	34,25
40-44 ans	57,31	76960	4411	373774	2369076	30,78
45-49 ans	61,32	72549	4449	351626	1995302	27,50
50-54 ans	92,67	68101	6311	324727	1643676	24,14
55-59 ans	79,52	61790	4913	296666	1318949	21,35
60-64 ans	140,28	56877	7979	264436	1022283	17,97
65- 69 ans	135,03	48898	6602	227982	757847	15,50
70-74 ans	255,90	42295	10824	184417	529865	12,53
75-79 ans	275,70	31472	8677	135667	345448	10,98
80 &+	558,78	22795	12737	209781	209781	9,20

A priori, il n'existe pas de lien étroit entre une espérance de vie à la naissance élevée et un taux brut de mortalité minimal, car l'effet de structure intervient dans le calcul de l'espérance de vie à la naissance. Par contre, ce lien pourrait s'avérer évident entre le quotient de mortalité infantile.

L'ensemble des tables construites donnent les indicateurs selon le tableau ci-après :

Tableau 9: Indicateurs de mortalité par milieu de résidence selon le sexe

Milieu de résidence	Sexe	INDICATEURS		
		eo	lqo	4q1
Ensemble CI	Masculin	58,81	12,69	50,03
	Féminin	56,68	14,28	54,29
	2 sexes	57,74	13,48	52,12
Abidjan	Masculin	62,07	9,30	35,12
	Féminin	61,47	11,11	37,58
	2 sexes	62,00	10,20	36,32
Urbain	Masculin	62,33	9,41	39,15
	Féminin	60,08	11,59	43,50
	2 sexes	51,35	18,66	68,70
Rural	Masculin	56,35	14,44	56,09
	Féminin	54,27	15,66	60,68
	2 sexes	55,27	15,05	58,37

Les espérances de vie à la naissance obtenues à partir des tables issues des données observées sont en moyenne de 56 ans pour lqo égale en moyenne à 13,98 ‰. Cela paraît anormal eu égard aux conditions socio-économiques (baisse du pouvoir d'achat des populations) et sanitaires du pays. La baisse du pouvoir d'achat des populations devrait supposer une mortalité élevée (lqo élevé et eo bas).

En se référant par exemple à la table de mortalité féminine par âge de la Belgique 1983-1986 (eo = 77,76 ans et lqo = 8,24 ‰) qui est un pays développé, on conclut tout de suite que les espérances de vie calculées ici sont incohérents. Il y a donc lieu de rechercher le niveau de mortalité acceptable pour la Côte d'Ivoire dans le modèle convenable.

Un autre indicateur qui peut être obtenu des données observées, c'est le taux de mortalité infantile qui s'obtient de façon directe.

Cet indicateur qui exprime le taux à 0 an est d'une importance particulière. Il constitue généralement un très bon indicateur des conditions de mortalité dans une population donnée. On le définit comme le rapport des décès de moins d'un an aux naissances vivantes de l'année (au RGPH-98, il s'agit des naissances des 12 derniers mois).

Il est à remarquer que le dénominateur n'est pas l'effectif moyen, mais l'effectif initial (les naissances).

Le calcul du taux de mortalité infantile importe de prendre certaines précautions : Ces précautions sont liées d'abord aux enfants déclarés sans vie du fait notamment de leur décès avant même la déclaration de naissance, alors qu'en réalité, ils sont nés vivants. Ces enfants risquent d'avoir été exclus. Ensuite, les décès au cours d'une année, d'enfants de moins d'un an proviennent de naissances de l'année et de naissances de l'année précédente (de même des nouveaux-nés de l'année ne décèdent que l'année suivante).

Tableau 10 :Taux de mortalité infantile par sexe selon le milieu de résidence en Côte d'Ivoire, RGPH-98

Milieu de résidence	Naissances	Décès	TMI (‰)
Ensemble CI			
- Hommes	295280	2900	9,82
- Femmes	330102	3213	9,73
- Total	625382	6114	9,77
Abidjan			
- Hommes	43359	324	7,47
- Femmes	49018	382	7,79
- Total	92377	706	7,64
Urbain			
- Hommes	54550	753	13,80
- Femmes	60364	904	14,98
- Total	114914	1657	14,42
Rural			
- Hommes	192151	2146	11,17
- Femmes	214834	2301	10,71
- Total	406985	4448	10,93

Il aurait été intéressant de rapprocher ces niveaux avec ceux des pays voisins, en vue de mieux apprécier la qualité de l'information. Mais les données récentes de ces pays ne sont pas disponibles.

Néanmoins des indicateurs de mortalité des enfants obtenus à partir de l'EDS réalisée dans quelques pays africains nous donnent une idée de la situation comme résumée dans le tableau ci-dessous :

Tableau 11 : Indicateurs de mortalité issus des EDS de quelques pays africains

PAYS	Quotients de mortalité (‰)					Taux de mortalité maternelle
	NN	PNN	1qo	4q1	5qo	
<i>Burkina Faso</i>						
Urbain	30,9	36,5	67,4	66,2	129,1	-
Rural	45,1	68,1	113,2	137,1	234,7	-
Total	40,8	64,6	105,3	127,1	219,1	484
<i>Cameroun</i>						
Urbain	31,7	29,3	61,0	53,0	110,7	-
Rural	4,3	42,5	86,9	80,2	160,1	-
Total	37,2	39,8	77,0	79,9	150,7	430
<i>Côte d'Ivoire</i>						
Urbain	46,5	38,2	84,7	44,3	125,2	-
Rural	59,8	64,0	123,9	83,2	196,8	-
Total	62,2	49,9	112,2	77,2	180,7	597
<i>Togo</i>						
Urbain	40,7	24,6	65,3	38,4	101,3	-
Rural	42,9	42,2	85,0	79,1	157,4	-
Total	41,3	38,5	79,7	72,3	146,3	478

Source: Enquêtes Démographiques et de Santé en Afrique de l'Ouest : Burkina Faso, Cameroun, Côte d'Ivoire, Togo, juin 1999 (Bernard Barrère, Gora Mboup, Mohamed Ayad)

La comparaison entre les résultats du RGPH-98 et ceux de l'EDS 98 n'est pas très aisée. Car outre les insuffisances relevées pour le RGPH-98, on en note de plus importantes à l'EDS de par la méthode de collecte des données.

A l'EDS, les indicateurs de mortalité sont calculés à partir d'informations sur l'historique des naissances. En effet, l'enquêtrice demande à la femme enquêtée de fournir la liste de ses naissances en précisant le sexe, l'âge, l'état de survie et, en cas de décès, l'âge au décès.

L'estimation de la mortalité à partir de l'historique des naissances présente à la fois des limites d'ordre méthodologique et des risques d'erreurs d'enregistrement. La collecte des informations auprès de personnes vivantes au moment de l'enquête (ici les femmes de 15-49 ans), ne donne aucune information sur la survie ou le décès d'enfants dont la mère est actuellement décédée.

Dans le cas où ces enfants, orphelins de mère, seraient en nombre important et où leur mortalité serait différente des enfants dont la mère est en vie (ce qui est certainement le cas), les niveaux de mortalité s'en trouveraient affectés.

Du point de vue de la collecte proprement dite, la validité des données peut être affectée par :

- 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 naissances 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 une surestimation de la mortalité juvénile, sans pour autant modifier le niveau de la mortalité infanto - juvénile.

Par rapport à ces problèmes de collecte, plus la période de référence est éloignée, plus les risques d'imprécision sont importants.

Toutefois, l'EDS 98 constitue l'opération la plus récente, réalisée presque à la même période que le RGPH98. Cette opération fournit à notre sens les indicateurs de mortalité infantile les plus récents. De ce fait, elle constitue la référence pour le choix de l'hypothèse de tendance.

Malgré ces critiques à l'endroit de l'EDS, force est de constater que les taux de mortalité infantile obtenus à partir des données observées du RGPH-98 ne sont pas bons, car très bas. C'est la preuve que les données collectées sur les décès des enfants de moins d'un an ne sont pas de bonne qualité.

On pourrait apprécier la surmortalité masculine ou la surmortalité féminine à certains âges à partir du rapport de masculinité des quotients de mortalité (risque de mourir)

D'autre part, le rapport de masculinité des quotients de mortalité par groupe d'âges permet d'apprécier la surmortalité masculine ou la surmortalité féminine à certains âges.

Tableau 12: Rapport de masculinité des quotients de mortalité (risque de mourir), Ensemble CI

Groupe d'âge	Hommes	Femmes	RM
0 ans	12,69	14,28	0,888
1-4 ans	50,03	54,29	0,922
5-9 ans	14,66	17,15	0,855
10-14 ans	33,91	15,45	2,195
15-19 ans	12,25	18,90	0,648
20-24 ans	20,41	40,58	0,503
25-29 ans	28,36	46,19	0,614
30-34 ans	39,00	53,16	0,734
35-39 ans	45,92	53,04	0,866
40-44 ans	57,31	60,25	0,951
45-49 ans	61,32	67,94	0,903
50-54 ans	92,67	89,90	1,031
55-59 ans	79,52	85,38	0,931
60-64 ans	140,28	147,20	0,953
65- 69 ans	135,03	150,58	0,897
70-74 ans	255,90	275,43	0,929
75-79 ans	275,70	294,67	0,936
80 &+	558,78	613,02	0,912

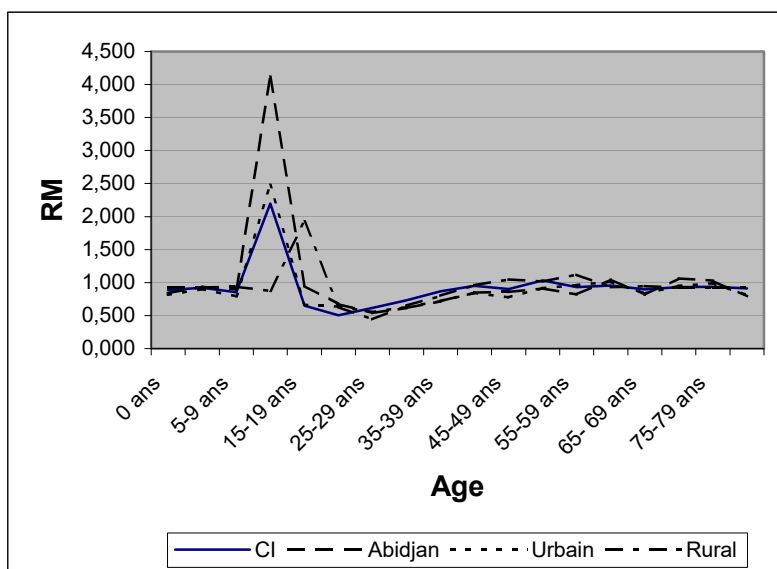
Lorsque à tous les âges, le risque de mourir pour les hommes est supérieur à celui des femmes, le rapport de masculinité décroît avec l'âge. Pour certains âges de surmortalité masculine, le rapport est décroissant et pour certains âges de surmortalité féminine, il est croissant. Ces cas d'alternance pourraient s'expliquer si les données sont bonnes, par l'interférence avec certains phénomènes tels que les migrations concernant un sexe ou une tranches d'âges donnée. Dans le cas précis du sexe masculin de l'Ensemble Côte d'Ivoire, les irrégularités sont fréquentes.

Tous ces éléments évoqués plus haut amènent à émettre de sérieuses réserves quant la qualité des données observées. Il nous faut corroborer ce constat par la construction d'une table de mortalité dont on appréciera le niveau des indicateurs.

Tableau 13: Rapport de masculinité des aqx (risque de mourir)selon le milieu de résidence

Groupe d'âge	CI	Abidjan	Urbain	Rural
0 ans	0,888	0,837	0,812	0,922
1-4 ans	0,922	0,934	0,900	0,924
5-9 ans	0,855	0,897	0,790	0,935
10-14 ans	2,195	4,115	2,476	0,874
15-19 ans	0,648	0,949	0,664	1,924
20-24 ans	0,503	0,672	0,636	0,629
25-29 ans	0,614	0,536	0,554	0,441
30-34 ans	0,734	0,616	0,629	0,650
35-39 ans	0,866	0,718	0,718	0,798
40-44 ans	0,951	0,850	0,843	0,961
45-49 ans	0,903	0,857	0,775	1,047
50-54 ans	1,031	0,909	0,915	1,012
55-59 ans	0,931	0,819	0,958	1,120
60-64 ans	0,953	1,047	1,011	0,930
65- 69 ans	0,897	0,813	0,836	0,948
70-74 ans	0,929	1,062	0,952	0,923
75-79 ans	0,936	1,030	0,990	0,928
80 &+	0,912	0,792	0,809	0,924

Graphique 2: Courbes des rapports de masculinité des quotients de mortalité par milieu de résidence



- Taux de survie

Tableau 14: Taux de survie 1988/1998

${}_aP_x$	Hommes	Femmes	Total
${}_0P_9$	0,909	0,879	0,894
${}_5P_{14}$	0,964	1,042	1,002
${}_{10}P_{19}$	1,229	1,313	1,269
${}_{15}P_{24}$	1,326	1,171	1,245
${}_{20}P_{29}$	1,065	0,995	1,030
${}_{25}P_{34}$	0,929	0,900	0,914
${}_{30}P_{39}$	0,918	0,934	0,925
${}_{35}P_{44}$	0,879	0,868	0,874
${}_{40}P_{49}$	0,914	0,935	0,924
${}_{45}P_{54}$	0,786	0,796	0,790
${}_{50}P_{59}$	0,822	0,909	0,862
${}_{55}P_{64}$	0,729	0,757	0,741
${}_{60}P_{69}$	0,693	0,731	0,710
${}_{65}P_{74}$	0,515	0,542	0,527
${}_{70}P_{79}$	0,515	0,588	0,550
${}_{75}P_{84}$	1,046	1,349	1,191

Les taux de survie sur la période inter-censitaire (1988-1998) sont présentés dans le tableau ci-dessus.

1.3. Méthodologie d'analyse des données: ajustement des données

1.3.1. Choix d'un modèle de table- type

1°/ -Choix de la famille de table - type de mortalité.

TRUSSEL a calculé les multiplicateurs à partir des tables de Coale et Demeny. L'espérance de vie en Côte d'Ivoire est connue à partir de l'EPR(78). Elle a été calculée au RGPH 88 (53,6 ans pour le sexe masculin, 57,2 ans pour le sexe féminin et 55 ans pour les 2 sexes réunis). Avec l'espérance de vie, on relève dans la table, la série correspondante des taux correspondants à la famille Ouest : puis avec les données observées de l'EPR(78) on établit les écarts relatifs des quotients du schéma de mortalité ivoirienne par rapport à celui de la famille Ouest: $(q_{CI} - q_w) / q_w$.

La famille est choisie à partir des caractéristiques suivantes : Si par rapport à la famille Ouest on observe:

* une faible mortalité relative à moins d'un an mais forte mortalité relative des enfants au-dessus d'un an, on peut opter pour la famille Nord.

* forte mortalité relative de 1 à 5 ans et aux âges élevés faible mortalité ralentie entre 40 et 60 ans, on peut opter pour la famille Sud.

2°/ -Calcul des multiplicateurs

Une fois que la famille est choisie, on se servira des coefficients adéquats pour déterminer les multiplicateurs (TRUSSEL):

$$k(i) = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + c(i) \frac{P(2)}{P(3)}$$

3°/ -Calcul du quotient de mortalité entre la naissance et l'âge x

$$q(x) = k(i) + D(i)$$

(pour chaque q(x), il convient d'utiliser le k(i) correspondant).

4°/ -Calcul du temps de validité des quotients

Puisqu'il y a eu baisse de la mortalité, ces quotients de mortalité qu'on vient de calculer se rapportent à une période donnée avant le recensement; ce temps est estimé par t(i):

$$t(i) = a(i) + b(i) \frac{P(1)}{P(2)} + C(i) \frac{P(2)}{P(3)}$$

On procède à la recherche du modèle et du niveau de mortalité dans les tables-types. On aboutit à un ajustement des données qui, rapprochées avec les données d'opérations antérieures (EPR 78/79, RGPH 88, EDS 94 et EDS 98) permettent de choisir le modèle et le niveau de mortalité du cas ivoirien.

Il s'agit en fait de procéder à une dérivation des quotients de mortalité (faire une interpolation linéaire). Pour cela, on prend la série des quotients de mortalité (aqx) issues des données observées pour la tranche d'âges où cette série présente une augmentation régulière après le minimum (généralement 15-60 ans par exemple). L'augmentation régulière après le minimum peut être perturbée par des faits particuliers, mortalité en couche par exemple. Ces perturbations s'observent à 50 et 60 ans pour le sexe masculin de l'Ensemble Côte d'Ivoire. On observe ensuite eo , $1q_0$ et $4q_1$ rapprochés avec les indicateurs disponibles (RGPH 88, EDSCI 98) pour définir le modèle. Cela laisse supposer que les données relatives à la mortalité aux bas âges ne sont pas de bonne qualité.

Pour chaque quotient (aqx) issu des données observées, on calcule par interpolation linéaire, chaque indicateur de mortalité correspondant, à savoir,

- le niveau de mortalité
- l'espérance de vie à la naissance
- le quotient de mortalité infantile
- le quotient de mortalité juvénile

On relève ensuite dans les tables-types de Coale et Demeny par exemple, les données de référence qui encadrent les différents indicateurs sus-cités. Ici, l'option a été prise pour le Modèle Ouest, Ensemble CI masculin.

Tableau 15 : Données de référence, tables-types de Coale et Demeny, Modèle Ouest, sexe masculin

Age	aqx observés	aqx de Coale et Demeny		Niveau		Espérance de vie à la naissance (eo)		$1q_0$ (‰)		$4q_1$ (‰)	
		Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min	Max	Min
15	12,25	13,78	11,94	18	17	58,84	56,47	86,21	74,3	34,96	27,75
20	20,41	22,22	19,5	17	16	56,47	54,14	98,57	86,21	42,7	34,96
25	28,36	30,46	27,16	15	14	51,83	49,56	124,53	111,4	60,07	51,05
30	39	39,1	34,82	14	13	49,56	47,11	139,42	124,5	70,84	60,07
35	45,92	46,44	41,64	14	13	49,56	47,11	139,42	124,5	70,84	60,07

40	57,31	57,52	52,02	14	13	49,56	47,11	139,42	124,5	70,84	60,07
45	61,32	65,54	60,38	15	14	51,83	49,56	124,53	111,4	60,07	51,05
50	92,67	94,41	88,07	14	13	49,56	47,11	139,42	124,5	70,84	60,07
55	79,52	80,34	74,05	21	20	66,02	63,64	51,93	40,91	14,68	9,59
60	140,28	136,4	144,2	18	17	58,84	56,47	86,21	74,3	34,96	27,75

Tableau 16: Indicateurs de mortalité interpolés à partir des données observées

Age	Données observées aqx	<i>DONNEES INTERPOLEES</i>			
		Niveau	eo	1q0	4q1
15 ans	12,25	17,8315	58,441	76,3066	33,7453
20 ans	20,41	16,6654	55,689	90,3451	40,1105
25 ans	28,36	14,6364	51,005	116,1491	56,7900
30 ans	39,00	13,0234	47,171	139,0721	60,3216
35 ans	45,92	13,1083	47,379	137,8069	61,2368
40 ans	57,31	13,0382	47,207	138,8515	60,4812
45 ans	61,32	14,8178	51,417	113,7592	58,4268
50 ans	92,67	13,2744	47,785	135,3335	63,0258
55 ans	79,52	20,1304	63,950	50,4934	69,1380
60 ans	140,28	17,4949	57,643	80,3162	31,3179

Au RGPH 88, 1q0 = 103,4‰, 4q1 = 60,4‰, eo = 53,7 ans. A l'EDS 98, 1q0 = 130,3‰.

La même démarche est adoptée pour la mortalité des enfants. Ce qui donne les résultats ci-dessous.

Tableau 17: Indicateurs interpolés (mortalité des enfants), sexe masculin

Age	Niveau	eo	lqo	4q1
1	19,6091	62,695	52,5025	18,5160
2	19,4821	62,390	52,3832	17,7061
3	20,1047	63,886	42,0633	10,1174
5	20,7056	65,320	48,6852	13,1460
10	20,9692	65,950	51,5909	14,4749
15	15,0635	51,977	99,3821	43,2302
20	11,8404	44,138	169,0516	82,7821
	RGPH 88	53,57	103,35	60,39
1	19,6091	62,695	52,5025	18,5160

Tableau 18 : Niveaux de mortalité retenus par sexe selon le milieu de résidence (Mortalité des enfants par la survie des enfants)

Milieu de résidence	Age retenu	observé %	Niveau retenu	eo (ans)	lqo %	4q1 %
Ensemble CI						
Masculin 98	1		19,6091	62,695	52,5025	18,5160
<i>RGPH 88</i>				53,57	103,35	60,39
Féminin 98	1		16,5019	58,755	76,2366	38,0821
<i>RGPH 88</i>				57,24	85,04	56,85
ABIDJAN						
Masculin 98	20	0,9168	20,9777	65,970	51,6838	14,5174
<i>RGPH 88</i>				62,59	68,22	27,98
Féminin 98	15		21,1963	70,491	24,2512	5,2265
<i>RGPH 88</i>				66,36	49,51	29,32
Urbain						
Masculin 98	2		19,9537	63,525	52,8265	20,7149
<i>RGPH 88</i>				59,33	79,69	38,6
Féminin 98	20		19,9169	63,436	52,7919	20,4799
<i>RGPH 88</i>				63,08	60,15	37,68
Rural						
Masculin 98	20		18,0113	58,866	62,9988	21,0860
<i>RGPH 88</i>				51,21	114,53	72,68
Féminin 98	20		17,1110	60,278	61,2193	26,6073
<i>RGPH 88</i>				54,52	95,44	67

NB: C'est la série des quotients de mortalité se rapportant à chaque niveau qui permettra de construire la table de mortalité aux jeunes âges, par sexe selon le milieu de résidence.

Tableau 19: Niveaux plausibles issus de la survie des enfants

	Mortalité des enfants	
	Masculin	Féminin
Ensemble CI	19,6091	16,5019
Abidjan	20,9777	21,1963
Urbain	19,9537	19,9169
Rural	18,0113	17,1110

Pour chaque milieu de résidence, on construit la série des quotients de la table de mortalité en rassemblant le niveau indiqué de la mortalité des enfants et celui de la mortalité adulte par sexe. Cela signifie que de 0 à 15 ans (mortalité des enfants), on considère le niveau indiqué selon le sexe, et à partir de 20 ans (mortalité des adultes), on procède de la même manière.

Au total, les données observées n'étant pas de bonne qualité pour les enfants (0-10 ans), il serait indiqué d'utiliser les méthodes indirectes (survie des enfants) pour la mortalité des enfants. Malheureusement, on note à ce niveau que les données non plus ne sont de bonne qualité. Donc la méthode est rejetée. Par contre, pour la mortalité adulte, on utilise les données observées, mais ajustées. Le point de jonction des 2 types de mortalité serait l'âge de 15 ans.

Au regard des indicateurs l_{q0} et eo , ceux correspondant au niveau **14,8178** (à 45 ans) semblent proches des indicateurs de l'EDS 98 en privilégiant surtout l'hypothèse de hausse de du quotient de mortalité infantile. Car en effet, deux opérations d'échelles différentes réalisées sur une même population et à la même année devraient fournir des résultats sensiblement proches. Donc le niveau 14,8178 est retenu pour caractériser le modèle ivoirien, sexe masculin (Ensemble Côte d'Ivoire).

La même démarche est entreprise pour faire l'interpolation des indicateurs par sexe selon le milieu de résidence.

Tableau 20 : Indicateurs de mortalité interpolés par milieu de résidence pour les personnes de 15 ans et plus : mortalité adulte (données ajustées).

Milieu de résidence	Age	aqx observés (%)	Niveau	eo (ans)	1qo (%)	4q1(‰)
ENS.CI						
- masculin 98	45	61,32	14,8178	51,44	113,76	58,43
- <i>RGPH 88</i>				53,70	103,40	60,40
- féminin98	15	18,90	14,5543	53,56	100,09	55,41
- <i>RGPH 88</i>				57,24	85,04	56,85
ABIDJAN						
- masculin98	35	27,81	17,7254	58,20	82,94	32,98
- <i>RGPH 88</i>				62,21	68,22	27,98
- féminin98	15	8,75	18,2684	60,67	52,65	20,82
- <i>RGPH 88</i>				66,06	49,51	29,32
URBAIN						
- masculin98	45	45,23	17,0266	56,53	74,62	27,9
- <i>RGPH 88</i>				59,33	79,69	38,60
- féminin98	55	78,11	16,9597	59,899	81,32	41,25
- <i>RGPH 88</i>				63,08	60,15	37,68
RURAL						
- masculin98	35	48,41	12,39	45,53	145,64	75,79
- <i>RGPH 88</i>				51,21	114,53	72,68
- féminin98	50	73,88	12,3792	48,45	123,39	75,84
- <i>RGPH 88</i>				54,52	95,44	67,00

NB: C'est la série des quotients de mortalité se rapportant au niveau dont les indicateurs sont les plus cohérents, qui permettra de construire la table de mortalité aux âges adultes, par sexe selon le milieu de résidence. Dans le cas d'espèce, nous avons retenu pour la mortalité adulte, le niveau 14,8178 pour le sexe masculin et le niveau 14,5543 pour le sexe féminin, âges respectifs 45 et 15 ans (Ensemble Côte d'Ivoire).

La cohérence de ces différents indicateurs interpolés, rapprochés avec ceux en vigueur (RGPH 88 et EDS 98) permet de confirmer le modèle choisi.

Pour la recherche du modèle, on a essayé le modèle Sud, le modèle Nord et le modèle Est des tables- type de Coale et Demeny à notre disposition. Les résultats se sont avérés très incohérents avec ceux de 1988. Par contre, les résultats du modèle Ouest issus des données observées sont proches de ceux de 1988.

Le modèle Ouest des tables-types de Coale et Demeny a été choisi. Cependant, on note des incohérence entre les indicateurs calculés pour le sexe masculin et ceux calculés pour le sexe féminin. Pour corriger ces incohérences, on prend un niveau de référence par sexe et par milieu de résidence pour générer la table de mortalité par sexe et selon le milieu de résidence. On utilise pour cela la méthode des interpolations linéaires. Il reste entendu que le niveau de référence est appliqué à l'autre sexe et aux différents milieux de résidences. Ici, le sexe masculin est pris en référence car les données observées montrent que la mortalité féminine a été mal estimée (voir rapport de masculinité des risques de mourir). C'est de cette façon que les tables de mortalité vont être construites par la suite.

1.3.2 - Construction de la table de mortalité : méthode directe

Il est important de rappeler que l'un des objectifs majeurs de l'étude de la mortalité est de construire la table de mortalité du pays. Pour cela, nous allons utiliser les deux méthodes (directe et indirecte) pour calculer la table de mortalité, afin de choisir celle qui reflète le cas ivoirien.

En rappel, à partir des données observées, on transformera les taux de mortalité par âge du moment en quotients de mortalité par la formule suivante :

$${}_a m_x = D_x / P_x$$

$${}_a q_x = \frac{2 * a * m_x}{2 + a * m_x}$$

q: quotient de mortalité

x: âge

m: taux de mortalité

a: amplitude

Ces quotients de mortalité aboutiront à la table de mortalité qui générera l'espérance de vie à la naissance (e_0) par la formule

$$e_0 = \frac{0,5 + 2,5s_1 + 4,5s_5 + 5(s_{10} + s_{15} + s_{20} + \dots s_{w-5})}{s_0}$$

s_0 : effectif initial de la table, souvent ramené à 1000, 10 000, 100 000

s_1 : survivants à 1 an

s_5 : survivants à 5 ans, etc.

0,5: âge moyen entre 0 et 1 an auquel se produisent les décès....

De cette façon, on peut calculer l'espérance de vie à un âge donné.

Dans le cas d'espèce (Ensemble Côte d'Ivoire, sexe masculin), on relève au niveau des tables-types les valeurs des quotients de mortalité correspondant respectivement aux niveaux 14 et 15 qui encadrent le niveau 14,8178. On calcule ensuite la série des probabilités de survie, la série des survivants et l'espérance de vie à la naissance par la formule ci-dessus évoquée.

De la même façon, on calcule les indicateurs des autres milieux de résidence.

Tableau 21 : Table de mortalité masculine, Ensemble Côte d'Ivoire, niveau. 14,8178 (niveau de référence)

Age	aq14	aq15	aq14,8178	$P_x = 1 - aq_{14,8178}/1000$	$S_x P_x$
0 an	124,53	111,36	113,76	0,8862	100000
1 an	60,07	51,05	52,69	0,9473	88624
5 ans	18,07	15,89	16,29	0,9837	83954
10 ans	13,19	11,68	11,96	0,9880	82587
15	19,66	17,64	18,01	0,9820	81599
20	27,92	25,03	25,56	0,9744	80130
25	30,46	27,16	27,76	0,9722	78082
30	34,82	31,01	31,70	0,9683	75914
35	41,64	37,26	38,06	0,9619	73508

40	52,02	47,08	47,98	0,9520	70710
45	65,54	60,38	61,32	0,9387	67317
50	88,07	82,22	83,29	0,9167	63190
55	118,11	111,97	113,09	0,8869	57927
60	166,87	159,47	160,82	0,8392	51376
65 ans	232	223,76	225,26	0,7747	43114
70 ans	326,07	316,95	318,61	0,6814	33402
75 ans	453,97	444,04	445,85	0,5542	22760
80 +	1000	1000	1000,00	0,0000	12612

On en déduit $e_0 = 51,44$ ans.

Les indicateurs issus des tables mortalité ainsi construites se résument comme suit :

Tableau 22 : Indicateurs de mortalité issus des niveaux de référence (données ajustées)

Milieu de résidence	Niveau	lqo(‰)	4q1 (‰)	Eo (ans)
Ensemble Côte d'Ivoire				
- Masculin	14,8178	113,76	52,69	51,44
- Féminin	14,8178	95,59	51,79	54,56
- 2 sexes	14,8178	104,68	52,24	53,02
Abidjan				
- Masculin	17,7254	77,57	29,73	58,20
- Féminin	17,7254	62,96	27,77	61,80
- 2 sexes	17,7254	70,26	28,74	60,00
Urbain				
- Masculin	17,0266	85,89	34,77	56,56
- Féminin	17,0266	70,38	32,95	60,08
- 2 sexes	17,0266	78,14	33,85	58,32
Rural				
- Masculin	12,3900	149,15	78,58	45,55
- Féminin	12,3900	126,48	78,37	48,78
- 2 sexes	12,3900	137,82	78,47	47,17

Il est à noter que ces indicateurs ci-dessus permettent d'apprécier le niveau de la mortalité. Les tables de mortalité qui suivent permettent d'apprécier la structure à travers les séries de quotients. Ces tables sont issues des niveaux de référence par milieu de résidence selon le sexe (Ensemble Côte d'Ivoire, Abidjan, Ensemble Urbain, Ensemble Rural).

Tableau 23 : Table de mortalité, Ensemble Côte d'Ivoire, sexe masculin

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	113,76	100000	11376	91468	5143537	51,44
1-4 ans	52,69	88624	4670	342168	5023190	56,68
5-9 ans	16,29	83954	1367	416352	4681023	55,76
10-14 ans	11,96	82587	987	410465	4264671	51,64
15-19 ans	18,01	81599	1469	404324	3854205	47,23
20-24 ans	25,56	80130	2048	395530	3449882	43,05
25-29 ans	27,76	78082	2168	384992	3054351	39,12
30-34 ans	31,70	75914	2407	373555	2669360	35,16
35-39 ans	38,06	73508	2798	360544	2295805	31,23
40-44 ans	47,98	70710	3393	345069	1935260	27,37
45-49 ans	61,32	67317	4128	326267	1590191	23,62
50-54 ans	83,29	63190	5263	302791	1263924	20,00
55-59 ans	113,09	57927	6551	273256	961133	16,59
60-64 ans	160,82	51376	8262	236224	687877	13,39
65- 69 ans	225,26	43114	9712	191289	451653	10,48
70-74 ans	318,61	33402	10642	140404	260364	7,79
75-79 ans	445,85	22760	10147	88430	119960	5,27
80 &+	1000,00	12612	12612	31531	31531	2,50

Tableau 24 : Table de mortalité, Ensemble CI, féminin

Groupe d'âges	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	95,59	100000	9559	92831	5455666	54,56
1-4 ans	51,79	90441	4684	349398	5317707	58,80
5-9 ans	16,21	85757	1391	425309	4968309	57,93
10-14 ans	12,55	84367	1059	419186	4543000	53,85
15-19 ans	17,89	83308	1490	412814	4123813	49,50
20-24 ans	23,31	81818	1908	404320	3710999	45,36
25-29 ans	26,59	79910	2125	394238	3306679	41,38
30-34 ans	30,15	77785	2345	383063	2912440	37,44
35-39 ans	34,13	75440	2575	370762	2529378	33,53
40-44 ans	38,94	72865	2838	357231	2158615	29,62
45-49 ans	46,47	70027	3254	342001	1801385	25,72
50-54 ans	62,77	66773	4191	323386	1459384	21,86
55-59 ans	84,97	62582	5318	299614	1135997	18,15
60-64 ans	125,97	57264	7213	268286	836384	14,61
65- 69 ans	182,37	50050	9128	227433	568098	11,35
70-74 ans	273,42	40923	11189	176641	340665	8,32
75-79 ans	396,72	29734	11796	119179	164024	5,52
80 &+	1000,00	17938	17938	44845	44845	2,50

Tableau 25 :Table de mortalité, Abidjan, masculin

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	77,57	100000	7757	94182	5819850	58,20
1-4 ans	29,73	92243	2742	361732	5681913	61,60
5-9 ans	10,40	89501	931	445175	5320181	59,44
10-14 ans	7,83	88569	694	441113	4875006	55,04
15-19 ans	12,45	87876	1094	436645	4433893	50,46
20-24 ans	17,59	86782	1527	430094	3997248	46,06
25-29 ans	18,72	85255	1596	422288	3567154	41,84
30-34 ans	21,28	83660	1780	413849	3144865	37,59
35-39 ans	26,02	81880	2131	404072	2731016	33,35
40-44 ans	34,11	79749	2720	391945	2326944	29,18
45-49 ans	46,48	77029	3580	376193	1935000	25,12
50-54 ans	66,15	73448	4859	355095	1558807	21,22
55-59 ans	94,76	68589	6499	326699	1203712	17,55
60-64 ans	138,57	62090	8604	288941	877013	14,12
65- 69 ans	200,19	53486	10708	240663	588072	10,99
70-74 ans	290,63	42779	12433	182812	347409	8,12
75-79 ans	415,20	30346	12600	120231	164597	5,42
80 &+	1000,00	17746	17746	44366	44366	2,50

Tableau 26 :Table de mortalité, Abidjan, féminin

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	62,96	100000	6296	95278	6180397	61,80
1-4 ans	27,77	93704	2603	367947	6015941	64,20
5-9 ans	9,42	91102	859	453362	5647995	62,00
10-14 ans	7,35	90243	663	449557	5194633	57,56
15-19 ans	10,87	89580	974	445465	4745075	52,97
20-24 ans	14,47	88606	1282	439825	4299610	48,52
25-29 ans	16,80	87324	1467	432954	3859785	44,20
30-34 ans	19,40	85857	1665	425123	3426831	39,91
35-39 ans	22,79	84192	1919	416162	3001708	35,65
40-44 ans	27,48	82273	2261	405713	2585546	31,43
45-49 ans	35,10	80012	2809	393040	2179833	27,24
50-54 ans	48,92	77204	3776	376577	1786793	23,14
55-59 ans	68,62	73427	5039	354538	1410217	19,21
60-64 ans	103,75	68388	7095	324203	1055678	15,44
65- 69 ans	156,87	61293	9615	282427	731475	11,93
70-74 ans	243,08	51678	12562	226984	449048	8,69
75-79 ans	364,59	39116	14261	159927	222064	5,68
80 &+	1000,00	24855	24855	62137	62137	2,50

Tableau 29 :Table de mortalité, Rural, masculin

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	149,15	100000	14915	88814	4555068	45,55
1-4 ans	78,58	85085	6686	322689	4445324	52,25
5-9 ans	22,37	78399	1753	387611	4122635	52,59
10-14 ans	16,25	76646	1245	380115	3735023	48,73
15-19 ans	23,38	75400	1763	372594	3354908	44,49
20-24 ans	33,16	73637	2441	362083	2982314	40,50
25-29 ans	36,42	71196	2593	349497	2620231	36,80
30-34 ans	41,77	68603	2865	335851	2270735	33,10
35-39 ans	49,51	65738	3255	320551	1934884	29,43
40-44 ans	61,17	62483	3822	302858	1614333	25,84
45-49 ans	75,19	58661	4411	282277	1311475	22,36
50-54 ans	99,22	54250	5383	257794	1029197	18,97
55-59 ans	129,83	48867	6344	228476	771403	15,79
60-64 ans	180,89	42523	7692	193385	542928	12,77
65- 69 ans	247,62	34831	8625	152592	349543	10,04
70-74 ans	343,22	26206	8994	108544	196950	7,52
75-79 ans	472,70	17211	8136	65718	88407	5,14
80 &+	1000,00	9076	9076	22689	22689	2,50

Tableau 30 :Table de mortalité, Rural, féminin

Groupe d'âge	aqx	Sx	Dx	Lx	Tx	Ex
0 ans	126,48	100000	12648	90514	4878172	48,78
1-4 ans	78,37	87352	6846	331334	4747804	54,35
5-9 ans	23,07	80506	1858	397885	4416470	54,86
10-14 ans	17,97	78648	1413	389708	4018585	51,10
15-19 ans	24,31	77235	1877	381482	3628876	46,98
20-24 ans	30,94	75358	2332	370960	3247394	43,09
25-29 ans	34,98	73026	2554	358746	2876434	39,39
30-34 ans	39,64	70472	2793	345376	2517688	35,73
35-39 ans	44,30	67679	2998	330898	2172312	32,10
40-44 ans	49,31	64681	3190	315429	1841414	28,47
45-49 ans	56,64	61491	3483	298748	1525986	24,82
50-54 ans	75,22	58008	4364	279132	1227238	21,16
55-59 ans	99,48	53645	5337	254881	948106	17,67
60-64 ans	145,79	48308	7043	223932	693226	14,35
65- 69 ans	204,53	41265	8440	185225	469294	11,37
70-74 ans	299,60	32825	9834	139539	284069	8,65
75-79 ans	242,70	22991	5580	101004	144531	6,29
80 &+	1000,00	17411	17411	43527	43527	2,50

En ce qui concerne la Table de mortalité, 2 sexes Ensemble Côte d'Ivoire, niveau 14,8178 : elle a été calculée à partir des formules ci-après :

$$\text{- estimation de la série des quotients de mortalité } {}_a q_x^{M+F} = \frac{S_x^M * {}_a q_x^M + S_x^F * {}_a q_x^F}{S_x^M + S_x^F}$$

$$\text{- estimation de l'espérance de vie à 80 ans } e_{80}^{MF} = (s_{80}^M * e_{80}^M + s_{80}^F * e_{80}^F) / (s_{80}^M + s_{80}^F)$$

Tableau 31 : Tableau de calcul de la table de mortalité des 2 sexes réunis, Ensemble Côte d'Ivoire

Age	Masculin		Féminin		2 sexes			e80MF =
	aq14,8178	Sx	aq14,8178	Sx	aq14,8178	Sx	Dx	
0 an	113,76	100000	95,59	100000	104,68	100000	10468	53,0198
1 an	52,69	88624	51,79	90441	52,24	89532	4677	
5 ans	16,29	83954	16,21	85757	16,25	84856	1379	
10 ans	11,96	82587	12,55	84367	12,25	83477	1023	
15	18,01	81599	17,89	83308	17,95	82454	1480	
20	25,56	80130	23,31	81818	24,42	80974	1978	
25	27,76	78082	26,59	79910	27,17	78996	2146	
30	31,70	75914	30,15	77785	30,92	76850	2376	
35	38,06	73508	34,13	75440	36,07	74474	2686	
40	47,98	70710	38,94	72865	43,39	71788	3115	
45	61,32	67317	46,47	70027	53,75	68672	3691	
50	83,29	63190	62,77	66773	72,75	64981	4727	
55	113,09	57927	84,97	62582	98,49	60254	5934	
60	160,82	51376	125,97	57264	142,45	54320	7738	
65 ans	225,26	43114	182,37	50050	202,22	46582	9420	
70 ans	318,61	33402	273,42	40923	293,73	37162	10916	
75 ans	445,85	22760	396,72	29734	418,02	26247	10972	
80 +	1000,00	12612	1000,00	17938	1000,00	15275	15275	

Tableau 32 : Indicateurs de mortalité retenus après ajustement des données

Milieu de résidence	Indicateurs de mortalité			
	Niveau	lq0 ‰	4q1 ‰	eo (ans)
Ensemble Côte d'Ivoire	14,8178			
- Masculin		113,76	52,69	51,44
- Féminin		95,59	51,79	54,56
- 2 sexes		104,68	52,24	53,02
Abidjan	17,7254			
- Masculin		77,57	29,73	58,20
- Féminin		62,96	27,77	61,80
- 2 sexes		70,26	28,74	60,00
Urbain	17,0266			
- Masculin		85,89	34,77	56,56
- Féminin		70,38	32,95	60,08
- 2 sexes		78,14	33,85	58,32
Rural	12,39			
- Masculin		149,15	78,58	45,55
- Féminin		126,48	78,37	48,78
- 2 sexes		137,82	78,47	47,17

CHAPITRE 2: ESTIMATION DE LA MORTALITE A PARTIR DE LA SURVIE DES ENFANTS ET DE LA SURVIE DES MERES.

L'estimation de la mortalité est faite à partir des méthodes indirectes.

A travers ces méthodes, il s'agit d'estimer la mortalité à partir de la survie des enfants basée sur les proportions d'enfants décédés et la survie des parents basée sur les proportions d'orphelins. Pour la mortalité des enfants, les proportions d'enfants décédés sont transformées en quotients de mortalité. En ce qui concerne la mortalité des adultes, les proportions d'orphelins sont transformées en probabilités conditionnelles de survie.

2.1 - Survie des enfants (mortalité aux jeunes âges).

Les niveaux, tendances et caractéristiques de la mortalité des enfants sont fonction des conditions sanitaires, environnementales, socio-économiques et culturelles qui prévalent dans une population et dans les diverses couches sociales de cette population. C'est pourquoi, le niveau de mortalité des enfants est souvent considéré comme un des meilleurs indicateurs du niveau de développement d'un pays.

Pour évaluer les données sur la survie des enfants, il importe d'apprécier les rapports de masculinité à partir des enfants nés vivants par groupe d'âges de la mère. Ces rapports se présentent comme suit dans les tableaux ci-après :

- de façon générale et dans tous les milieux de résidence, le rapport de masculinité est en faveur des hommes ;
- le rapport de masculinité varie entre 1,01 et 1,05, avec une prédominance de la valeur 1,03. On peut donc affirmer que le rapport de masculinité est de 1,03. En d'autres termes, il naît en moyenne 103 enfants de sexe masculin pour 100 femmes ; il est à remarquer que ce rapport devrait tourner en général autour de 1,03. Sa variation indexe à un degré moindre la qualité des données ;

- ce rapport est plus élevé pour le groupe d'âges des mères correspondant à 25-29 ans (1,04 pour l'Ensemble Côte d'Ivoire, 1,05 à Abidjan, 1,04 pour le milieu urbain et 1,03 en milieu rural).

Tableau 36 : Rapports de masculinité, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants nés vivants		RM
		masculin	féminin	
15-19	877 842	208 853	204 465	1,02
20-24	770 772	517 435	503 855	1,03
25-29	628 599	749 504	722 632	1,04
30-34	518 570	920 456	892 156	1,03
35-39	405 912	895 510	868 192	1,03
40-44	302 180	778 514	758 983	1,03
45-49	213 900	603 672	591 014	1,02
TOTAL	3 717 775	4 673 944	4 541 297	1,03

Tableau 37 : Rapports de masculinité, Abidjan

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19 ans	218083	31086	30868	1,01
20-24 ans	197951	81778	80203	1,02
25-29 ans	150483	121474	116006	1,05
30-34 ans	110354	148998	144746	1,03
35-39 ans	81686	149433	145631	1,03
40-44 ans	56171	126188	123091	1,03
45-49 ans	33255	84099	82812	1,02
TOTAL	847983	743056	723357	1,03

Tableau 38 : Rapports de masculinité, Urbain

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19	472 617	73 733	72 457	1,02
20-24	378 298	184 193	179 037	1,03
25-29	290 521	275 239	263 748	1,04
30-34	228 000	347 655	337 481	1,03
35-39	177 533	354 955	344 970	1,03
40-44	125 496	300 690	292 029	1,03
45-49	80 368	213 938	208 496	1,03
TOTAL	1 752 833	1 750 403	1 698 218	1,03

Tableau 39: Rapports de masculinité: Rural

Groupe d'âges des mères	Effectif des mères	Total des enfants		RM
		masculin	féminin	
15-19	877 842	135 120	132 008	1,02
20-24	770 772	333 242	324 818	1,03
25-29	628 599	474 265	458 884	1,03
30-34	518 570	572 801	554 675	1,03
35-39	405 912	540 555	523 222	1,03
40-44	302 180	477 824	466 954	1,02
45-49	213 900	389 734	382 518	1,02
TOTAL	3 717 775	2 923 541	2 843 079	1,03

Pour l'estimation de la mortalité des enfants, on utilisera ensuite la méthode des proportions d'enfants décédés Di concernant la survie des enfants. En effet, l'estimation de la mortalité aux jeunes âges à partir de la proportion d'enfants décédés repose sur la méthode originelle de BRASS (1964), utilisée par TRUSSELL qui consiste à transformer les proportions d'enfants décédés, classés selon le groupe d'âge quinquennal des mères en estimations de quotients de mortalité entre la naissance et un âge exact ($qx = kiDi$) en prenant en compte la correction nécessaire liée aux différents calendriers de la fécondité. En d'autres termes, le multiplicateur dépend de la durée d'exposition au risque de décès ; cette durée dépend elle-même de l'âge actuel et de la précocité de la fécondité de la femme.

Les proportions d'enfants décédés par rapport aux nés vivants reflètent la mortalité des enfants et qu'elles peuvent servir à en donner une mesure valable. Les naissances au sein d'un groupe de femmes auront été distribuées d'une certaine façon, et la période écoulée depuis chaque naissance, représente la durée d'exposition au risque de décès pour cet enfant. La proportion d'enfants décédés parmi les nés vivants d'un groupe de femmes va dépendre de la distribution des enfants par durée d'exposition au risque de décès et des risques de décès eux-mêmes. En tenant compte de l'influence du calendrier des naissances, les proportions d'enfants décédés peuvent être transformées en mesures conventionnelles de la mortalité. Plus

précisément, les proportions d'enfants décédés par groupe d'âges permettent d'estimer les quotients de mortalité entre la naissance et certains âges des enfants.

BRASS en 1964, est le premier à avoir proposé une méthode pour transformer ces proportions d'enfants décédés classés selon le groupe d'âges quinquennal des mères, en estimations des quotients de mortalité entre la naissance et un âge exact.

La notation suivante est souvent utilisée : parmi les enfants nés des femmes du groupe d'âges i ($i=1$ pour le groupe de femmes de 15-19 ans, $i=2$ pour le groupe de femmes 20-24 ans, etc.), BRASS avait suggéré de convertir les valeurs D_i (proportions d'enfants décédés dans le groupe d'âges i) en estimations de q_x (quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x).

La relation fondamentale utilisée par BRASS est $q(x) = k_i D_i$ où k_i est un multiplicateur tenant compte de facteurs autre que la mortalité, qui déterminent D_i (déduit de la proportion d'enfants survivants s_i/p_i).

BRASS avait remarqué que la relation entre une proportion d'enfants décédés D_i et un quotient $q(x)$, tel que donnerait une table de mortalité, est influencée de façon primordiale par le calendrier de la fécondité. En effet, c'est le calendrier de la fécondité qui détermine la distribution des expositions au risque de décès parmi les enfants d'un groupe de femmes. Il a ainsi fait remarquer qu'il existait un lien entre le groupe d'âges des mères et l'âge des enfants qui décèdent. Il a donc perfectionné une série de multiplicateurs permettant de transformer des valeurs observées de D_i en estimations de $q(x)$, donnant $q(x) = k_i D_i$.

Les multiplicateurs sont sélectionnés à partir de la valeur du rapport p_1/p_2 qui constitue un bon indice de précocité de la fécondité (p_i étant la parité ou descendance moyenne observée dans le groupe d'âges i).

En effet, pour trouver le multiplicateur se rapportant à un groupe d'âges des femmes au moment du recensement, trois repères de précocité de la fécondité ont été établis :

- * P_1/p_2 : rapport des parités aux âges 15-19 et 20-24 ans ;
- * P_2/p_3 : rapport des parités aux âges 20-24 et 25-29 ans ;
- * m : âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants (âge pondéré par les taux de fécondité générale).

Le repère P_1/P_2 n'est pas très adéquat, car P_1 est sensible aux erreurs d'âge au début de la période de procréation et au nombre de naissances faible à ces âges. Le repère m ne représente pas parfaitement, dans tous les cas, la précocité de la courbe de fécondité. Le rapport P_2/P_3 serait donc finalement le repère à préférer.

Les multiplicateurs ont été calculés d'après :

- une fonction de fécondité exprimée par un polynôme du troisième degré de forme constante avec une échelle d'âge variable ;
- la table-type « africaine » de mortalité basée sur les logits ;
- un taux d'accroissement annuel de 2 % pour produire une distribution par âge stable.

Une hypothèse importante qui a servi à l'élaboration de la méthode est que le risque de décès d'un enfant dépend uniquement de son âge et non d'autres facteurs tels que l'âge de sa mère, son rang de naissance etc. En réalité, il semble bien que les enfants nés de mères jeunes sont exposés à des risques plus élevés que la moyenne. Pour cette raison, l'estimation de la mortalité infantile q_1 , à partir des déclarations faites par les femmes de 15-19 ans suggère une

mortalité plus élevée que les estimations basées sur les déclarations des femmes plus âgées. Les estimations basées sur les déclarations des femmes âgées de 15-19 ans sont généralement laissées de côté quand on interprète les résultats ; en partie pour cette raison, et en partie parce que les enfants nés vivants et décédés sont d'ordinaire encore peu nombreux à ces âges.

Quant aux quotients de mortalité, les estimations les plus satisfaisantes sont fournies par $2q_0$ noté $q(2)$, $3q_0$ noté $q(3)$ et $5q_0$ noté $q(5)$. En effet, l'estimation de $q(1)$, basée sur les réponses fournies par les femmes âgées de 15-19 ans, est influencée par les erreurs d'âge de ce groupe et par le faible nombre de naissances et de décès à ces âges. Les réponses de femmes âgées par contre, peuvent refléter une situation de mortalité ancienne, différente de la situation actuelle. Il est donc préférable de se limiter aux réponses provenant des seules femmes âgées de 20 à 35 ans. Les résultats n'étant pas toujours cohérents, il est également préférable de ne retenir qu'un seul quotient (par exemple $3q_0$) comme indicateur de la mortalité des jeunes.

D'autres auteurs notamment SULLIVAN (1972) et TRUSSELL (1975) ont eu un apport appréciable dans le calcul des multiplicateurs k_i . Les travaux de TRUSSELL ont l'avantage d'être basés sur un éventail plus large de cas et utilise les tables-types de COALE et DEMENY.

La méthode de calcul des k_i de TRUSSELL découle des modèles de fécondité mis au point en 1974 par COALE et TRUSSELL. Il importe de préciser que cette méthode suppose que la fécondité et la mortalité sont restées constantes.

La formule utilisée pour calculer les coefficients multiplicateurs est une régression du type $k(i) = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$ où $a(i)$, $b(i)$ et $c(i)$ désignent des coefficients de régression pour les quatre familles des tables de mortalité de COALE et DEMENY, et p_1 , p_2 et p_3 désignent les parités moyenne des trois premiers groupes d'âges à partir de 15-19 ans. La méthode des taux de survie des enfants suppose que la mortalité des enfants demeurent à peu près constante dans un passé récent. Or, dans la plupart des pays, la mortalité a connu un changement (une variation). Pour tenir compte de ce changement, FEENEY en 1976, a mis au point une méthode qui permet d'estimer l'époque dans le passé à laquelle s'applique chaque quotient q_x calculé à partir de la série des D_i et des rapports entre parités. La formule est la suivante $t_i = a(i) + b(i) p_1/p_2 + c(i) p_2/p_3$.

Les étapes de calcul ci-dessous permettent d'évaluer la qualité des données, exemple du sexe masculin (ensemble Côte d'Ivoire) :

Etape 1: Calcul des parités moyennes.

Tableau 40 : Descendances moyennes p_i de sexe féminin selon le groupe d'âges de la mère, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Femmes ayant déclaré	Total enfants nés vivants féminin	Parité moyenne p_i	Total enfants Survivants	s_i/p_i
15-19	873 487	204 465	0,2341	190 811	0,9332
20-24	769 585	503 855	0,6547	471 809	0,9364
25-29	628 329	722 632	1,1501	679 589	0,9404
30-34	518 498	892 156	1,7207	843 504	0,9455
35-39	405 901	868 192	2,1389	819 367	0,9438
40-44	302 177	758 983	2,5117	695 446	0,9163

45-49	213 900	591 014	2,7630	516 203	0,8734
TOTAL	3 711 877	4 541 297	1,2235	4 216 729	0,9285

Calcul des parités moyennes: on divise le nombre d'enfants nés vivants par les effectifs de femmes âgées de 15-49 ans.

Etape 2: Calcul des proportions d'enfants décédés

Tableau 41: Proportions d'enfants décédés Di, sexe féminin, Ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	Si/pi	Di = 1- Si/pi
15-19 ans	0,9332	0,0668
20-24 ans	0,9364	0,0636
25-29 ans	0,9404	0,0596
30-34 ans	0,9455	0,0545
35-39 ans	0,9438	0,0562
40-44 ans	0,9163	0,0837
45-49 ans	0,8734	0,1266
TOTAL	0,9050	0,0950

A partir des effectifs d'enfants nés vivants et d'enfants survivants, on calcule les proportions d'enfants survivants Si/Pi. On déduit les proportions d'enfants décédés comme étant le complément à 1 des proportions de survivants.

Etape 3: Transformation des proportions d'enfants décédés en quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x. Pour cela il faut calculer:

- les facteurs correcteurs k_i par régression : $k(i) = a(i) + b(i) p1/p2 + c(i) p2/p3$ (Tableau 3)
- les quotients de mortalité entre la naissance et l'âge x: $q(x) = k(i)*D(i)$. Pour chaque $q(x)$, il convient d'utiliser le $k(i)$ correspondant.
- le temps de validité des quotients : $t(i)$. En effet, puisqu'il y a eu variation de la mortalité, ces quotients de mortalité se rapportent à une période donnée avant le recensement. Ce temps est estimé par la formule $t(i) = a(i) + b(i) p1/p2 + c(i) p2/p3$.

Tableau 4 2 : Coefficients de régression servant à estimer les facteurs correcteurs k_i (Modèle Nord)

Age de la mère	i	Quotient de mortalité	a(i)	b(i)	c(i)
15-19	1	q(1)	1,1119	-2,9287	0,8507
20-24	2	q(2)	1,2390	-0,6865	-0,2745
25-29	3	q(3)	1,1884	0,0421	-0,5156
30-34	4	q(5)	1,2146	0,3037	-0,5656
35-39	5	q(10)	1,2586	0,4236	-0,5898
40-44	6	q(15)	1,2240	0,4222	-0,5456
45-49	7	q(20)	1,1772	0,3486	0,4624

Tableau 43 : Quotients de mortalité entre la naissance et l'âge a

Groupe d'âges	i	k_i	D_i	q_x	$l_x = 1 - q_x$
15-19 ans	1	0,5491	0,0668	0,0367	0,9633
20-24 ans	2	0,8373	0,0636	0,0533	0,9467
25-29 ans	3	0,9099	0,0596	0,0542	0,9458
30-34 ans	4	0,9982	0,0545	0,0544	0,9456
35-39 ans	5	1,0743	0,0562	0,0604	0,9396
40-44 ans	6	1,0644	0,0837	0,0891	0,9109
45-49 ans	7	1,0386	0,1266	0,1315	0,8685

Le tableau ci-dessus contient dans la dernière colonne l'amorce de la table de laquelle on tire les survivants à 1 an (L_1) et les survivants à 5 ans (L_5). Ces deux paramètres sont nécessaires dans l'appariement de la mortalité des enfants et de la mortalité des adultes.

2.2 - Survie des parents (mortalité des adultes).

On utilisera la méthode des proportions d'orphelins pour estimer la mortalité aux âges adultes. Cette méthode est confrontée aux problèmes de la représentativité de la population et de classement des données de base par groupe d'âge.

Par cette méthode, on estime la mortalité des adultes à partir d'informations obtenues sur la survie des parents des personnes recensées.

La méthode a été développée en 1975 par BRASS et il a montré qu'il existe une relation entre la probabilité de survivre de 25 ans à 25+N, et les proportions des personnes âgées de N-5 à N (dénotée par $S(N-5)$) et de N à N+5 par $S(N)$ dont la mère était encore en

vie. Cette relation est de la forme $l(25+N) / l(25) = w(N) * S(N-5) + (1-w(N)) * S(N)$ où $w(N)$ est facteur de pondération qui tient compte de la forme des courbes de fécondité et de mortalité.

Par cette méthode, il s'agit d'utiliser la proportion de personnes dont les mères sont encore en vie pour estimer la mortalité aux âges adultes. Les données nécessaires sont :

- la proportion $S(N)$ de personnes avec une mère survivante dans chaque groupe d'âges $N-5, N$;
- le nombre d'enfants nés par groupe d'âges des femmes durant une année. Cette information permet d'estimer M qui l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants.

On calcule ici des probabilités conditionnelles de survie entre deux âges adultes car les estimations reflètent la survie entre 25 ans et 25+N ans plutôt que la survie entre la naissance et 25+N ans.

HILL et TRUSSELL en 1977 ont proposé une méthode plus simple basée sur l'équation $l(25+N) / l(25) = a(N) + b(N) * M + c(N) * S(N-5)$ où M est l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants et $a(N), b(N)$ et $c(N)$ sont des coefficients de régression calculés d'après une simulation utilisant les modèles de fécondité de COALE et TRUSSELL, et les tables-types de COALE et DEMENY. A l'essai la méthode de BRASS semble donner les meilleurs résultats pour N inférieur ou égal à 30 ans, et la méthode de régression aux âges plus élevés.

Tableau 44 : Répartition de la population résidante dont la mère est décédée, ensemble Côte d'Ivoire

Groupe d'âge	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	920	878	1 798
1-4 ans	8 648	8 304	16 952
5-9 ans	30 925	27 862	58 787
10-14 ans	45 293	41 231	86 524
15-19 ans	62 561	65 444	128 005
20-24 ans	89 180	87 051	176 231
25-29 ans	101 297	101 767	203 064
30-34 ans	122 244	127 020	249 264
35-39 ans	132 137	131 854	263 991
40-44 ans	148 859	140 629	289 488
45-49 ans	143 485	123 486	266 971
50-54 ans	129 522	123 611	253 133
55-59 ans	111 898	99 749	211 647
60-64 ans	99 091	92 746	191 837
65- 69 ans	74 090	62 601	136 691
70-74 ans	48 993	42 281	91 274
75-79 ans	26 564	22 163	48 727
80 & +	21 302	24 352	45 654
TOTAL	1 397 009	1 323 029	2 720 038

On se réfère ensuite à la population de non orphelins conformément au tableau ci-dessus.

Tableau 45 : Répartition de la population résidante dont la mère est encore en vie

Groupe d'âge	Hommes	Femmes	TOTAL
0 ans	227 934	224 341	452 275
1-4 ans	959 999	924 376	1 884 375
5-9 ans	1 177 307	1 111 413	2 288 720
10-14 ans	931 991	878 096	1 810 087
15-19 ans	782 547	812 398	1 594 945
20-24 ans	684 790	683 721	1 368 511
25-29 ans	545 306	526 832	1 072 138
30-34 ans	409 999	391 550	801 549
35-39 ans	290 572	274 058	564 625
40-44 ans	186 268	161 551	347 819
45-49 ans	111 141	90 414	201 555
50-54 ans	60 318	49 869	110 187
55-59 ans	31 308	26 168	57 476
60-64 ans	17 653	15 715	33 368
65- 69 ans	9 873	8 426	18 299
70-74 ans	5 825	5 229	11 054
75-79 ans	3 550	3 402	6 952
80 & +	11 233	11 461	22 694
TOTAL	6 447 614	6 199 020	1 2646 629

Rapportée à la population totale, la population de non orphelins permet de dégager les proportions de personnes dont les mères sont en vie, lesquelles permettront de calculer les probabilités conditionnelles de survie.

Tableau 46 : Répartition de la population selon la survie de la mère

Groupe d'âge	Effectifs de personnes dont		Total	% dont mère en vie
	mère en vie	mère décédée		
0 ans	452 275	1 798	454 073	0.9960
1-4 ans	1 884 375	16 952	1 901 327	0.9911
5-9 ans	2 288 720	58 787	2 347 507	0.9750
10-14 ans	1 810 087	86 524	1 896 611	0.9544
15-19 ans	1 594 945	128 005	1 722 950	0.9257
20-24 ans	1 368 511	176 231	1 544 742	0.8859
25-29 ans	1 072 138	203 064	1 275 202	0.8408
30-34 ans	801 549	249 264	1 050 813	0.7628
35-39 ans	564 625	263 996	828 621	0.6814
40-44 ans	347 819	289 488	637 307	0.5458
45-49 ans	201 555	266 971	468 526	0.4302
50-54 ans	110 187	253 133	363 320	0.3033
55-59 ans	57 476	211 647	269 123	0.2136
60-64 ans	33 368	191 837	225 205	0.1482
65- 69 ans	18 299	136 691	154 990	0.1181
70-74 ans	11 054	91 274	102 328	0.1080
75-79 ans	6 952	48 727	55 679	0.1249
80 et +	22 694	45 654	68 348	0.3320
TOTAL	12 646 629	2 720 043	15 366 672	0.8230

Tableau 47 : Estimation de la mortalité des femmes adultes par la méthode de Brass, Ensemble. Côte d'Ivoire

Groupe d'âges	naissances			M
	Age	12 derniers Mois	a(x)*n(x)	
15-19 ans	17,5	100 527	1759222,5	
20-24 ans	22,5	162 122	3647745	
25-29 ans	27,5	142 403	3916082,5	
30-34 ans	32,5	108 822	3536715	
35-39 ans	37,5	67 415	2528063	
40-44 ans	42,5	28 466	1209805	
45-49 ans	47,5	11 526	547485	
Total		621 281	17145117,5	27,6

M : âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants.

Tableau 48 : Probabilités de survie issues de la transformation des proportions de personnes dont la mère est décédée

N	W(N)	[1-W(N)]	S(N-5)	S(N)	l(25+N)/l(25)
5				0.9750	
10	0.6205	0.3795	0.9750	0.9544	0.9671
15	0.7487	0.2513	0.9544	0.9257	0.9472
20	0.8089	0.1911	0.9257	0.8859	0.9181
25	0.8146	0.1854	0.8859	0.8408	0.8775
30	0.7077	0.2923	0.8408	0.7628	0.8180
35	0.5293	0.4707	0.7628	0.6814	0.7245
40	0.2233	0.7767	0.6814	0.5458	0.5760
45	-0.0986	1.0986	0.5458	0.4302	0.4188
	0.531				

2.3. - Appariement

Le but poursuivi à travers l'étude de la mortalité est généralement d'estimer une table de mortalité conventionnelle. Pour cela, l'appariement consiste à mettre en liaison la mortalité des enfants et la mortalité des adultes par une technique basée sur certains paramètres fournis par chaque type de mortalité. Ainsi, à partir de la survie des enfants, on obtient les paramètres L1 et L5 qui sont les survivants à 1 an et à 5 ans. La survie des parents fournit quant à elle e_{20f} qui est l'espérance de vie à 20 ans pour le sexe féminin. Ces paramètres permettent dans de générer une table de référence féminine de la quelle on dégage e_{0f} qui est l'espérance de vie à la naissance et qui constitue en même temps un paramètre d'entrée pour générer les tables de mortalité par sexe et pour les 2 sexes réunis.

CHAPITRE 3 : UTILISATION DES LOGICIELS DE CALCUL DE LA MORTALITE (QFIVE, MORTPAK-LTE ET MORTAL) POUR L'APPLICATION DES METHODES INDIRECTES AUX DONNEES DU RGPH-98

D'une façon générale, les tables de référence ainsi obtenues donnent des espérances de vie pour le sexe féminin comprises entre 60 et 65 ans. Il en est de même pour le sexe masculin et les 2 sexes confondus. Ces espérances de vie semblent élevées compte tenu du contexte de mortalité en Côte d'Ivoire.

De ce fait, pour construire les tables de mortalité, on a essayé les espérances de vie féminines plausibles générées par le logiciel MORTPAK-LITE (ORPHAN) et on a retenu comme référence $e_{0f} = 52,7$ ans. Le logiciel génère d'abord la table féminine, ensuite la table masculine et celle des deux sexes réunis.

Ces espérances de vie féminines correspondent à des dates de référence (précises dans le temps). En effet, on considère que la mortalité a varié dans le temps et que le niveau actuel de la mortalité peut s'apparenter à un niveau de référence pris dans le temps écoulé. C'est pourquoi, il est indiqué de se référer aux différents niveaux plausibles d'espérance de vie, les essayer et en choisir un.

Il se dégage des différentes tables produites, rapprochées avec les indicateurs (1q0) de l'Enquête Démographique et de Santé 98 que le modèle de mortalité ivoirien s'apparente au modèle Nord. C'est ce modèle que nous avons retenu par référence au quotient de mortalité féminin (1q0f=94,8 ‰ plus proche du quotient trouvé à l'EDS 98 qui est égale à 92,5 ‰).

Ces méthodes indirectes décrites plus haut ont été appliquées aux logiciels de calcul de la mortalité : QFIVE pour la mortalité des enfants, MORTPAK-LITE (procédures CEBCS, ORPHAN, COMBIN) pour la mortalité des adultes et l'appariement, et MORTAL (procédure5) pour la génération des tables de mortalité de PRINCETON 83.

3.1- LOGICIEL QFIVE

C'est un logiciel de calcul de la mortalité infanto-juvénile. Les données nécessaires sont :

- les groupes d'âges des femmes en âge de procréer ;
- le nombre d'enfants nés vivants ;
- le nombre d'enfants encore en vie (survivants).

Le logiciel fournit les parités moyennes et la série des probabilités de décès (iq0), de la naissance à l'âge i, qui permettent de faire l'amorce de la table de mortalité. Cette table fournit les survivants à 1 an et les survivants à 5 ans. Ces 2 paramètres servent à entrer dans le logiciel MORTPAK (procédure COMBIN) pour faire l'appariement de la mortalité des enfants et celle des adultes (des mères).

SURVIE DES ENFANTS

INPUT DATA FOR **SURVIE DES ENFANTS**, SEXE FEMININ
 FEMALEES
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

Age Group of Women	Number of Women	Number of Children Ever Born	Number of Children Surviving
15-19	877842.	204765.	190811.
20-24	770772.	503855.	471809.
25-29	628599.	722632.	679589.
30-34	518570.	892406.	843504.
35-39	405912.	868192.	819367.
40-44	302180.	758983.	695446.
45-49	211590.	591014.	516203.

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES ENFANTS, SEXE
 FEMININ
 FEMALEES
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

=====

AVERAGE NO.

COALE-DEMENY MODELS

AGE OF CHILDREN		PROPORTION		AGE	NORTH		
(TRUSSELL EQUATIONS)		DEAD		x			
WOMAN	BORN	SURVIVING	WEST		q(x)	t(x)	q(x)
SOUTH	EAST						
t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)			
15-19	.233	.217	.068	1	.038	(1.9)	.034
(1.9)	.048	(2.0)	.042	(1.9)			
20-24	.654	.612	.064	2	.053	(3.4)	.057
(3.4)	.060	(3.5)	.058	(3.5)			
25-29	1.150	1.081	.060	3	.054	(5.0)	.059
(5.2)	.059	(5.3)	.058	(5.2)			
30-34	1.721	1.627	.055	5	.054	(6.8)	.056
(7.0)	.056	(7.2)	.055	(7.1)			
35-39	2.139	2.019	.056	10	.060	(8.6)	.060
(9.0)	.059	(9.1)	.059	(9.0)			
40-44	2.512	2.301	.084	15	.089	(10.7)	.087
(11.2)	.086	(11.4)	.087	(11.1)			
45-49	2.793	2.440	.127	20	.131	(13.3)	.129
(14.1)	.129	(14.4)	.130	(13.8)			

COALE-DEMENY : EAST		NORTH WEST		SOUTH	
AGE OF REFERENCE WOMAN	DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	q
INFANT MORTALITY RATE: q(1)					
15-19		1997.0	.038	1997.0	.034
1997.0	.048		1997.0	.042	
20-24		1995.6	.045	1995.6	.051
1995.5	.054		1995.5	.050	
25-29		1993.9	.041	1993.8	.050
1993.7	.051		1993.7	.046	
30-34		1992.2	.037	1991.9	.047
1991.8	.046		1991.9	.042	
35-39		1990.3	.037	1990.0	.048
1989.8	.046		1990.0	.041	
40-44		1988.2	.047	1987.8	.063
1987.5	.062		1987.9	.054	
45-49		1985.6	.061	1984.9	.082
1984.6	.083		1985.1	.071	
PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q_{41}					
15-19		1997.0	.018	1997.0	.005
1997.0	.010		1997.0	.014	
20-24		1995.6	.024	1995.6	.012
1995.5	.012		1995.5	.019	
25-29		1993.9	.021	1993.8	.012
1993.7	.011		1993.7	.017	
30-34		1992.2	.018	1991.9	.010
1991.8	.009		1991.9	.014	
35-39		1990.3	.017	1990.0	.011
1989.8	.009		1990.0	.013	
40-44		1988.2	.026	1987.8	.020
1987.5	.016		1987.9	.022	
45-49		1985.6	.038	1984.9	.035
1984.6	.028		1985.1	.033	
PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: q(5)					
15-19		1997.0	.055	1997.0	.040
1997.0	.057		1997.0	.055	
20-24		1995.6	.068	1995.6	.062
1995.5	.066		1995.5	.067	
25-29		1993.9	.062	1993.8	.061
1993.7	.061		1993.7	.062	
30-34		1992.2	.054	1991.9	.056
1991.8	.056		1991.9	.055	
35-39		1990.3	.053	1990.0	.058
1989.8	.055		1990.0	.054	
40-44		1988.2	.072	1987.8	.081
1987.5	.077		1987.9	.074	
45-49		1985.6	.097	1984.9	.114
1984.6	.108		1985.1	.101	

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE BELOW A LEVEL 1 MODEL LIFE TABLE
 " .000 " ABOVE A LEVEL 25 "

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES ENFANTS, SEXE FEMININ
 FEMALES
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

AVERAGE NO.					UNITED NATIONS					
MODELS					(PALLONI-HELIGMAN)					
AGE OF EQUATIONS)		CHILDREN		PROPORTION	AGE	LATIN AM		CHILEAN		SO
WOMAN	BORN	SURVIVING	DEAD	x	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	
ASIAN	FAR EAST	GENERAL	GENERAL							
t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)						
15-19	.233	.217	.068	1	.051	(1.1)	.059	(1.6)	.050	(
1.2)	.056	(1.4)	.054	(1.3)						
20-24	.654	.612	.064	2	.060	(3.1)	.064	(3.3)	.061	(
3.2)	.061	(3.2)	.061	(3.1)						
25-29	1.150	1.081	.060	3	.059	(4.8)	.060	(5.1)	.060	(
4.9)	.058	(4.9)	.059	(4.9)						
30-34	1.721	1.627	.055	5	.056	(6.4)	.056	(6.7)	.057	(
6.5)	.055	(6.5)	.055	(6.5)						
35-39	2.139	2.019	.056	10	.059	(8.0)	.057	(8.2)	.059	(
8.1)	.058	(8.1)	.059	(8.0)						
40-44	2.512	2.301	.084	15	.084	(9.9)	.084	(10.3)	.086	
(10.1)	.084	(10.0)	.084	(10.0)						
45-49	2.793	2.440	.127	20	.128	(13.3)	.127	(13.8)	.128	
(13.6)	.128	(13.3)	.128	(13.4)						

MEAN AGE AT MATERNITY = 27.60

UNITED NATIONS: FAR EAST		LATIN AM GENERAL		CHILEAN		SO ASIAN	
AGE OF REFERENCE WOMAN	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE
DATE	q	DATE	q	DATE	q	DATE	q
INFANT MORTALITY RATE: q(1)							
15-19		1997.8	.051	1997.4	.059	1997.8	.050
1997.5	.056		1997.7	.054			
20-24		1995.9	.050	1995.6	.059	1995.8	.052
1995.7	.053		1995.8	.052			
25-29		1994.1	.045	1993.9	.054	1994.0	.048
1994.0	.048		1994.1	.047			
30-34		1992.5	.041	1992.3	.049	1992.4	.044
1992.4	.043		1992.5	.042			
35-39		1991.0	.040	1990.7	.049	1990.8	.043
1990.9	.042		1991.0	.042			
40-44		1989.0	.052	1988.7	.067	1988.8	.058
1988.9	.055		1989.0	.054			
45-49		1985.6	.069	1985.2	.090	1985.3	.078
1985.6	.070		1985.6	.071			

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q_{41}							
15-19		1997.8	.023	1997.4	.011	1997.8	.018
1997.5	.020		1997.7	.022			
20-24		1995.9	.023	1995.6	.011	1995.8	.019
1995.7	.019		1995.8	.020			
25-29		1994.1	.019	1993.9	.009	1994.0	.016
1994.0	.016		1994.1	.017			
30-34		1992.5	.016	1992.3	.007	1992.4	.014
1992.4	.013		1992.5	.014			
35-39		1991.0	.016	1990.7	.007	1990.8	.014
1990.9	.012		1991.0	.014			
40-44		1989.0	.024	1988.7	.013	1988.8	.023
1988.9	.020		1989.0	.022			
45-49		1985.6	.041	1985.2	.023	1985.3	.039
1985.6	.031		1985.6	.036			

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: $q(5)$							
15-19		1997.8	.073	1997.4	.069	1997.8	.067
1997.5	.075		1997.7	.074			
20-24		1995.9	.071	1995.6	.069	1995.8	.069
1995.7	.070		1995.8	.071			
25-29		1994.1	.064	1993.9	.063	1994.0	.063
1994.0	.063		1994.1	.063			
30-34		1992.5	.056	1992.3	.056	1992.4	.057
1992.4	.055		1992.5	.055			
35-39		1991.0	.055	1990.7	.056	1990.8	.057
1990.9	.054		1991.0	.055			
40-44		1989.0	.075	1988.7	.079	1988.8	.080
1988.9	.074		1989.0	.075			
45-49		1985.6	.107	1985.2	.111	1985.3	.114
1985.6	.099		1985.6	.105			

=====
 NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE FROM TABLE WITH LIFE EXPECTANCY LESS THAN
 35 " .000 " GREATER
 THAN 75

SURVIE DES MERES

ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES
 DATE OF SURVEY = DEC 1998
 MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60
 CHILDREN EVER BORN:
 AGES 15-20 = 0.921
 AGES 20-25 = 0.928
 AGES 25-30 = 0.934

PROBABILITY OF SURVIVING FROM AGE 25 TO AGE X

AGE		PROPORTION	UNITED NATIONS MODELS			
COALE-DEMENY MODEL		NOT	(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)			
GROUP OF	RESPONDENT	ORPHANED	AGE X	LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN
(HILL-TRUSSELL	FAR EAST	GENERAL	EQUATION)			
15-20		.9260	45	.9281	.9285	.9308
.9330		.9279	.9243			
20-25		.8860	50	.8901	.8931	.8980
.9000		.8919	.8885			
25-30		.8410	55	.8529	.8562	.8587
.8621		.8577	.8502			
30-35		.7630	60	.7790	.7807	.7854
.7864		.7826	.7797			
35-40		.6810	65	.7018	.6997	.7059
.6969		.7024	.7053			
40-45		.5460	70	.5588	.5556	.5588
.5448		.5575	.5681			
45-50		.4300	75	.4288	.4243	.4247
.4088		.4228	.4414			

CORRESPONDING LIFE EXPECTANCIES

AGE		UNITED NATIONS MODELS						
COALE-DEMENY MODELS		(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)						
GROUP OF	REFERENCE	LATIN AM.		CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL	
(HILL-TRUSSELL	DATE	SOUTH						
RESPONDENT	EAST							
WEST	NORTH							

LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY

15-20		OCT 1987	51.4	51.0	49.2	50.4	50.4
50.2	51.5	49.5	50.3				
20-25		MAY 1985	50.7	50.6	49.0	50.4	50.0
49.7	50.7	49.0	49.4				
25-30		APR 1983	50.9	51.0	49.5	51.1	50.7
50.0	50.7	49.2	49.4				
30-35		JAN 1983	49.9	50.0	49.2	50.4	49.8
49.2	49.5	48.5	48.3				
35-40		OCT 1981	50.0	50.2	50.1	50.4	50.0
49.6	49.5	49.1	48.6				
40-45		APR 1982	48.5	48.9	49.3	48.9	48.7
48.5	48.1	48.5	47.7				
45-50		XXXX	48.8	49.1	50.0	48.9	49.0
49.2	48.6	49.6	48.9				

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH

15-20		OCT 1987	62.7	62.6	55.9	65.7	62.9
63.5	64.0	60.2	58.2				
20-25		MAY 1985	61.3	62.0	55.4	65.8	62.2
62.5	62.5	59.0	56.4				
25-30		APR 1983	61.8	62.8	56.5	66.7	63.4
63.1	62.5	59.5	56.3				
30-35		JAN 1983	59.8	61.1	55.7	65.8	61.8
61.5	59.9	58.0	53.9				
35-40		OCT 1981	60.1	61.3	57.7	65.7	62.3
62.1	59.8	59.2	54.6				
40-45		APR 1982	57.3	59.1	55.9	63.5	60.0
59.8	56.8	57.7	52.7				
45-50		XXXX	57.9	59.5	57.7	63.6	60.5
61.3	57.8	60.4	55.3				

INPUT DATA FOR SURVIE DES ENFANTS **ABIDJAN**

FEMALES

ENUMERATION DATE: DEC 1998

Age Group of Women	Number of Women	Number of Children Ever Born	Number of Children Surviving
15-19	217299.	30868.	29303.
20-24	197730.	80203.	76418.
25-29	150425.	116006.	110933.
30-34	110340.	144746.	138612.
35-39	81685.	145631.	139799.
40-44	56171.	123091.	117134.
45-49	33255.	82812.	76907.

ABIDJAN INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES ENFANTS
 FEMALES
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

=====

AVERAGE NO.

COALE-DEMENY MODELS

AGE OF WOMAN		CHILDREN BORN		PROPORTION SURVIVING		AGE DEAD		AGE NORTH	
(TRUSSELL EQUATIONS)		EAST		WEST		WEST		NORTH	
t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)
15-19 (2.0)	.142 .035	.135 (2.0)	.051 .030	1 (2.0)		.027 (2.0)			.025
20-24 (3.4)	.406 .045	.386 (3.4)	.047 .044	2 (3.4)		.040 (3.3)			.043
25-29 (5.0)	.771 .044	.737 (5.0)	.044 .043	3 (5.0)		.041 (4.8)			.044
30-34 (6.6)	1.312 .044	1.256 (6.7)	.042 .044	5 (6.6)		.043 (6.4)			.044
35-39 (8.3)	1.783 .042	1.711 (8.5)	.040 .042	10 (8.3)		.044 (8.1)			.043
40-44 (10.4)	2.191 .050	2.085 (10.6)	.048 .051	15 (10.3)		.053 (10.0)			.051
45-49 (13.3)	2.490 .074	2.313 (13.6)	.071 .074	20 (13.1)		.075 (12.6)			.074

=====

COALE-DEMENY: NORTH SOUTH

EAST		WEST		SOUTH	
AGE OF REFERENCE WOMAN	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q
q	DATE	DATE	q	DATE	DATE
INFANT MORTALITY RATE: q(1)					
15-19 .035	1997.0	1997.0	.027	1997.0	.000
20-24 .041	1997.0	1995.6	.030	1995.6	.039
25-29 .039	1995.6	1995.5	.035	1994.0	.039
30-34 .037	1995.5	1994.1	.039	1994.0	.039
35-39 .035	1994.0	1992.6	.036	1992.4	.038
40-44 .039	1992.6	1992.3	.034	1992.4	.038
45-49 .052	1992.3	1990.9	.029	1990.6	.036
	1990.6	1990.6	.031	1990.6	.036
	1989.0	1989.0	.031	1988.6	.041
	1988.6	1988.6	.035	1988.6	.041
	1986.4	1986.4	.038	1985.7	.054
	1985.9	1985.9	.044	1985.7	.054

=====

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q_{41}						
15-19	1997.0	.009	1997.0	.000	1997.0	
.006	1997.0	.007				
20-24	1995.6	.016	1995.6	.007	1995.5	
.008	1995.5	.012				
25-29	1994.1	.014	1994.0	.007	1993.9	
.007	1994.0	.010				
30-34	1992.6	.012	1992.4	.007	1992.2	
.007	1992.3	.010				
35-39	1990.9	.011	1990.6	.006	1990.5	
.006	1990.6	.008				
40-44	1989.0	.013	1988.6	.008	1988.4	
.007	1988.6	.010				
45-49	1986.4	.018	1985.7	.014	1985.4	
.011	1985.9	.015				

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: $q(5)$						
15-19	1997.0	.036	1997.0	.000	1997.0	
.040	1997.0	.037				
20-24	1995.6	.050	1995.6	.046	1995.5	
.049	1995.5	.050				
25-29	1994.1	.046	1994.0	.046	1993.9	
.046	1994.0	.046				
30-34	1992.6	.043	1992.4	.044	1992.2	
.044	1992.3	.044				
35-39	1990.9	.039	1990.6	.042	1990.5	
.040	1990.6	.039				
40-44	1989.0	.043	1988.6	.049	1988.4	
.046	1988.6	.044				
45-49	1986.4	.056	1985.7	.067	1985.4	
.062	1985.9	.058				

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE BELOW A LEVEL 1 MODEL LIFE TABLE
 " .000 " ABOVE A LEVEL 25 "

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES ENFANTS
 ABIDJAN
 FEMALES
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

AVERAGE NO.					UNITED NATIONS					
MODELS		CHILDREN		PROPORTION	AGE	LATIN AM		CHILEAN	SO	
AGE OF EQUATIONS)		BORN	SURVIVING	DEAD	x					
WOMAN		FAR EAST	GENERAL	GENERAL						
ASIAN										
t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	
15-19		.142	.135	.051	1	.037	(1.1)	.043	(1.6)	.036
1.2)	.041	(1.5)	.039	(1.3)						
20-24		.406	.386	.047	2	.046	(3.1)	.048	(3.3)	.046
3.1)	.046	(3.2)	.046	(3.1)						
25-29		.771	.737	.044	3	.044	(4.7)	.045	(4.9)	.044
4.8)	.043	(4.8)	.044	(4.7)						
30-34		1.312	1.256	.042	5	.044	(6.1)	.043	(6.2)	.044
6.2)	.043	(6.1)	.043	(6.1)						
35-39		1.783	1.711	.040	10	.042	(7.4)	.041	(7.6)	.042
7.5)	.041	(7.5)	.042	(7.4)						
40-44		2.191	2.085	.048	15	.049	(9.2)	.049	(9.5)	.050
9.3)	.049	(9.3)	.049	(9.2)						
45-49		2.490	2.313	.071	20	.072	(12.5)	.072	(12.9)	.072
(12.6)	.072	(12.6)	.072	(12.5)						

MEAN AGE AT MATERNITY = 27.60

```

=====
UNITED NATIONS: LATIN AM CHILEAN SO ASIAN
FAR EAST GENERAL
-----
AGE OF REFERENCE REFERENCE REFERENCE REFERENCE
REFERENCE WOMAN DATE REFERENCE DATE q DATE q DATE q
DATE q DATE DATE q
-----
INFANT MORTALITY RATE: q(1)
15-19 1997.8 .037 1997.4 .043 1997.8 .000
1997.5 .041 1997.7 .039
20-24 1995.9 .039 1995.7 .045 1995.8 .040
1995.8 .040 1995.9 .040
25-29 1994.3 .035 1994.1 .041 1994.2 .037
1994.2 .037 1994.3 .036
30-34 1992.9 .033 1992.7 .000 1992.8 .000
1992.8 .034 1992.9 .034
35-39 1991.6 .000 1991.4 .000 1991.5 .000
1991.5 .032 1991.5 .031
40-44 1989.8 .034 1989.5 .041 1989.6 .037
1989.6 .035 1989.7 .035
45-49 1986.5 .045 1986.1 .056 1986.3 .049
1986.4 .045 1986.4 .046
-----
PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q
4 1
15-19 1997.8 .013 1997.4 .006 1997.8 .000
1997.5 .012 1997.7 .012
20-24 1995.9 .014 1995.7 .006 1995.8 .012
1995.8 .012 1995.9 .013
25-29 1994.3 .012 1994.1 .005 1994.2 .010
1994.2 .010 1994.3 .011
30-34 1992.9 .011 1992.7 .000 1992.8 .000
1992.8 .009 1992.9 .010
35-39 1991.6 .000 1991.4 .000 1991.5 .000
1991.5 .008 1991.5 .008
40-44 1989.8 .011 1989.5 .006 1989.6 .010
1989.6 .009 1989.7 .010
45-49 1986.5 .019 1986.1 .010 1986.3 .017
1986.4 .014 1986.4 .016
-----
PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: q(5)
15-19 1997.8 .050 1997.4 .049 1997.8 .000
1997.5 .052 1997.7 .051
20-24 1995.9 .052 1995.7 .051 1995.8 .051
1995.8 .052 1995.9 .052
25-29 1994.3 .047 1994.1 .046 1994.2 .047
1994.2 .046 1994.3 .046
30-34 1992.9 .044 1992.7 .000 1992.8 .000
1992.8 .043 1992.9 .043
35-39 1991.6 .000 1991.4 .000 1991.5 .000
1991.5 .039 1991.5 .039
40-44 1989.8 .044 1989.5 .046 1989.6 .047
1989.6 .044 1989.7 .044
45-49 1986.5 .062 1986.1 .065 1986.3 .066
1986.4 .059 1986.4 .061
=====

```


NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE FROM TABLE WITH LIFE EXPECTANCY LESS THAN
35 " .000 " GREATER
THAN 75

INPUT DATA FOR EFFECTIFS DES FEMMES ET DES ENFANTS NES VIVANTS ET DECEDES
 FEMALE, Ensemble Côte d'Ivoire
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

Age Group of Women	Number of Women	Number of Children Ever Born	Number of Children Dead
15-19	877842.	204765.	13654.
20-24	770772.	503855.	32046.
25-29	628599.	722632.	43043.
30-34	518570.	892406.	48652.
35-39	405912.	868192.	48825.
40-44	302180.	758983.	63537.
45-49	211590.	591014.	74811.

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR EFFECTIFS DES FEMMES ET DES ENFANTS NES VIVANTS ET DECEDES
 FEMALE
 ENUMERATION DATE: DEC 1998

AGE OF WOMAN	AVERAGE NO.			AGE x	COALE-DEMENY MODELS (TRUSSELL EQUATIONS)							
	CHILDREN BORN	PROPORTION SURVIVING	DEAD		NORTH		SOUTH		EAST		WEST	
					q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)
15-19	.233	.218	.067	1	.037	(1.9)	.034	(1.9)	.047	(2.0)	.041	(1.9)
20-24	.654	.612	.064	2	.053	(3.4)	.057	(3.4)	.060	(3.5)	.058	(3.5)
25-29	1.150	1.081	.060	3	.054	(5.0)	.059	(5.2)	.059	(5.3)	.058	(5.2)
30-34	1.721	1.627	.055	5	.054	(6.8)	.056	(7.0)	.055	(7.2)	.055	(7.1)
35-39	2.139	2.019	.056	10	.060	(8.6)	.060	(9.0)	.059	(9.1)	.059	(9.0)
40-44	2.512	2.301	.084	15	.089	(10.7)	.087	(11.2)	.086	(11.4)	.087	(11.1)
45-49	2.793	2.440	.127	20	.131	(13.3)	.129	(14.1)	.129	(14.4)	.130	(13.8)

COALE-DEMENY:		NORTH		SOUTH		EAST		WEST	
AGE OF WOMAN	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q	
INFANT MORTALITY RATE: q(1)									
15-19	1997.0	.037	1997.0	.034	1997.0	.047	1997.0	.041	
20-24	1995.6	.045	1995.6	.051	1995.5	.054	1995.5	.050	
25-29	1993.9	.041	1993.8	.050	1993.7	.051	1993.7	.046	
30-34	1992.2	.037	1991.9	.046	1991.8	.046	1991.9	.042	
35-39	1990.3	.037	1990.0	.048	1989.8	.046	1990.0	.041	
40-44	1988.2	.047	1987.8	.063	1987.5	.062	1987.9	.054	
45-49	1985.6	.061	1984.9	.082	1984.6	.083	1985.1	.071	

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: 4 q 1									
15-19	1997.0	.017	1997.0	.005	1997.0	.009	1997.0	.013	
20-24	1995.6	.024	1995.6	.012	1995.5	.012	1995.5	.019	
25-29	1993.9	.021	1993.8	.012	1993.7	.011	1993.7	.017	
30-34	1992.2	.018	1991.9	.010	1991.8	.009	1991.9	.014	
35-39	1990.3	.017	1990.0	.011	1989.8	.009	1990.0	.013	
40-44	1988.2	.026	1987.8	.020	1987.5	.016	1987.9	.022	
45-49	1985.6	.038	1984.9	.035	1984.6	.028	1985.1	.033	

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: q(5)

15-19	1997.0	.053	1997.0	.039	1997.0	.056	1997.0	.053
20-24	1995.6	.068	1995.6	.062	1995.5	.066	1995.5	.067
25-29	1993.9	.062	1993.8	.061	1993.7	.061	1993.7	.062
30-34	1992.2	.054	1991.9	.056	1991.8	.055	1991.9	.055
35-39	1990.3	.053	1990.0	.058	1989.8	.055	1990.0	.054
40-44	1988.2	.072	1987.8	.081	1987.5	.077	1987.9	.074
45-49	1985.6	.097	1984.9	.114	1984.6	.108	1985.1	.101

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE BELOW A LEVEL 1 MODEL LIFE TABLE
 " .000 " ABOVE A LEVEL 25 "

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR EFFECTIFS DES FEMMES ET DES ENFANTS NES VIVANTS ET DECEDES FEMALES ENUMERATION DATE: DEC 1998

AGE OF WOMAN	AVERAGE NO.			AGE x	UNITED NATIONS MODELS (PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)									
	CHILDREN BORN	PROPORTION SURVIVING	DEAD		LATIN AM		CHILEAN		SO ASIAN		FAR EAST		GENERAL	
					q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)
15-19	.233	.218	.067	1	.050	(1.1)	.058	(1.6)	.049	(1.2)	.054	(1.4)	.052	(1.3)
20-24	.654	.612	.064	2	.060	(3.1)	.064	(3.3)	.061	(3.2)	.061	(3.2)	.061	(3.1)
25-29	1.150	1.081	.060	3	.059	(4.8)	.060	(5.1)	.060	(4.9)	.058	(4.9)	.059	(4.9)
30-34	1.721	1.627	.055	5	.056	(6.4)	.056	(6.7)	.056	(6.5)	.055	(6.5)	.055	(6.5)
35-39	2.139	2.019	.056	10	.059	(8.0)	.057	(8.2)	.059	(8.1)	.058	(8.1)	.059	(8.0)
40-44	2.512	2.301	.084	15	.084	(9.9)	.084	(10.3)	.086	(10.1)	.084	(10.0)	.084	(10.0)
45-49	2.793	2.440	.127	20	.128	(13.3)	.127	(13.8)	.128	(13.6)	.128	(13.3)	.128	(13.4)

MEAN AGE AT MATERNITY = 27.60

UNITED NATIONS: LATIN AM		CHILEAN		SO ASIAN		FAR EAST		GENERAL	
AGE OF WOMAN	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q	REFERENCE DATE q

INFANT MORTALITY RATE: q(1)

15-19	1997.8	.050	1997.4	.058	1997.8	.049	1997.5	.054	1997.7	.052
20-24	1995.9	.050	1995.6	.059	1995.8	.052	1995.7	.053	1995.8	.052
25-29	1994.1	.045	1993.9	.054	1994.0	.048	1994.0	.048	1994.1	.047
30-34	1992.5	.041	1992.3	.048	1992.4	.043	1992.4	.042	1992.5	.042
35-39	1991.0	.040	1990.7	.049	1990.8	.043	1990.9	.042	1991.0	.042
40-44	1989.0	.052	1988.7	.067	1988.8	.058	1988.9	.055	1989.0	.054
45-49	1985.6	.069	1985.2	.090	1985.3	.078	1985.6	.070	1985.6	.071

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: 4 q 1

15-19	1997.8	.022	1997.4	.010	1997.8	.017	1997.5	.020	1997.7	.021
20-24	1995.9	.023	1995.6	.011	1995.8	.019	1995.7	.019	1995.8	.020
25-29	1994.1	.019	1993.9	.009	1994.0	.016	1994.0	.016	1994.1	.017
30-34	1992.5	.016	1992.3	.007	1992.4	.014	1992.4	.013	1992.5	.014
35-39	1991.0	.016	1990.7	.007	1990.8	.014	1990.9	.012	1991.0	.014
40-44	1989.0	.024	1988.7	.013	1988.8	.023	1988.9	.020	1989.0	.022
45-49	1985.6	.041	1985.2	.023	1985.3	.039	1985.6	.031	1985.6	.036

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: q(5)

15-19	1997.8	.071	1997.4	.067	1997.8	.065	1997.5	.073	1997.7	.072
20-24	1995.9	.071	1995.6	.069	1995.8	.069	1995.7	.070	1995.8	.071
25-29	1994.1	.064	1993.9	.063	1994.0	.063	1994.0	.063	1994.1	.063
30-34	1992.5	.056	1992.3	.056	1992.4	.056	1992.4	.055	1992.5	.055
35-39	1991.0	.055	1990.7	.056	1990.8	.057	1990.9	.054	1991.0	.055

40-44	1989.0	.075	1988.7	.079	1988.8	.080	1988.9	.074	1989.0	.075
45-49	1985.6	.107	1985.2	.111	1985.3	.114	1985.6	.099	1985.6	.105

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE FROM TABLE WITH LIFE EXPECTANCY LESS THAN 35
" .000 " GREATER THAN 75

3.2- LOGICIEL MORTPAK(procédures CEBCS, ORPHAN et COMBIN)

On utilise la procédure CEBCS pour l'étude de la mortalité infanto-juvénile. Les données nécessaires sont :

- les parités moyennes ;
- les proportions d'enfants encore en vie .

La procédure **ORPHAN** est utilisée dans l'étude de la mortalité aux âges adultes. Les données nécessaires sont :

- les proportions de personnes dont les mères sont en vie ;
- les parités moyennes dans les groupes d'âges 15-19 ans, 20-24 ans et 25-29 ans
- l'âge moyen des mères à la naissance de leurs enfants

Cette procédure fournit e20f (espérance de vie à 20 ans pour le sexe féminin) qui est un des paramètres d'entrée dans la procédure COMBIN.

1 ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES

DATE OF SURVEY = DEC 1998

MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60

CHILDREN EVER BORN:

AGES 15-20 = 0.921

AGES 20-25 = 0.928

AGES 25-30 = 0.934

PROBABILITY OF SURVIVING FROM AGE 25 TO AGE X

AGE GROUP OF RESPONDENT	PROPORTION NOT ORPHANED	AGE X	UNITED NATIONS MODELS (PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)			COALE-DEMENY MODEL (HILL-TRUSSELL EQUATION)		
			LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL	EQUATION)
15-20	.9260	45	.9281	.9285	.9308	.9330	.9279	.9243
20-25	.8860	50	.8901	.8931	.8980	.9000	.8919	.8885
25-30	.8410	55	.8529	.8562	.8587	.8621	.8577	.8502
30-35	.7630	60	.7790	.7807	.7854	.7864	.7826	.7797
35-40	.6810	65	.7018	.6997	.7059	.6969	.7024	.7053
40-45	.5460	70	.5588	.5556	.5588	.5448	.5575	.5681
45-50	.4300	75	.4288	.4243	.4247	.4088	.4228	.4414

CORRESPONDING LIFE EXPECTANCIES

AGE GROUP OF RESPONDENT	REFERENCE DATE	UNITED NATIONS MODELS (PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)				COALE-DEMENY MODELS (HILL-TRUSSELL EQUATIONS)				
		LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN	F. EAST	GENERAL	WEST	NORTH	EAST	SOUTH
LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY										
15-20	OCT 1987	51.4	51.0	49.2	50.4	50.4	50.2	51.5	49.5	50.3
20-25	MAY 1985	50.7	50.6	49.0	50.4	50.0	49.7	50.7	49.0	49.4
25-30	APR 1983	50.9	51.0	49.5	51.1	50.7	50.0	50.7	49.2	49.4
30-35	JAN 1983	49.9	50.0	49.2	50.4	49.8	49.2	49.5	48.5	48.3
35-40	OCT 1981	50.0	50.2	50.1	50.4	50.0	49.6	49.5	49.1	48.6
40-45	APR 1982	48.5	48.9	49.3	48.9	48.7	48.5	48.1	48.5	47.7
45-50	XXXX	48.8	49.1	50.0	48.9	49.0	49.2	48.6	49.6	48.9
LIFE EXPECTANCY AT BIRTH										
15-20	OCT 1987	62.7	62.6	55.9	65.7	62.9	63.5	64.0	60.2	58.2
20-25	MAY 1985	61.3	62.0	55.4	65.8	62.2	62.5	62.5	59.0	56.4
25-30	APR 1983	61.8	62.8	56.5	66.7	63.4	63.1	62.5	59.5	56.3
30-35	JAN 1983	59.8	61.1	55.7	65.8	61.8	61.5	59.9	58.0	53.9
35-40	OCT 1981	60.1	61.3	57.7	65.7	62.3	62.1	59.8	59.2	54.6

40-45	APR 1982	57.3	59.1	55.9	63.5	60.0	59.8	56.8	57.7	52.7
45-50	XXXX	57.9	59.5	57.7	63.6	60.5	61.3	57.8	60.4	55.3

ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES,
ABIDJAN

DATE OF SURVEY = DEC 1998
 MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60
 CHILDREN EVER BORN:
 AGES 15-20 = 0.142
 AGES 20-25 = 0.406
 AGES 25-30 = 0.771

FROM AGE 25 TO AGE X		PROBABILITY OF SURVIVING			
AGE	PROPORTION	AGE X	UNITED NATIONS MODELS		
COALE-DEMENY MODEL	NOT		(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)		
GROUP OF	ORPHANED		LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN
(HILL-TRUSSELL	GENERAL	EQUATION)			
RESPONDENT					
FAR EAST					
15-20	.9270	45	.9293	.9296	.9319
.9341	.9290	.9254			
20-25	.8560	50	.8573	.8602	.8663
.8673	.8592	.8576			
25-30	.8610	55	.8743	.8778	.8799
.8838	.8791	.8708			
30-35	.8000	60	.8184	.8203	.8250
.8262	.8222	.8185			
35-40	.7300	65	.7540	.7520	.7593
.7492	.7549	.7583			
40-45	.6150	70	.6324	.6288	.6346
.6164	.6310	.6456			
45-50	.5060	75	.5087	.5027	.5064
.4831	.5013	.5284			

LIFE EXPECTANCIES					CORRESPONDING		
AGE	COALE-DEMENY MODELS		UNITED NATIONS MODELS				
GROUP OF	REFERENCE		(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)				
(HILL-TRUSSELL	DATE		LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL
RESPONDENT	EAST		SOUTH				
WEST	NORTH						

LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY

15-20		JUN 1989	51.6	51.1	49.4	50.5	50.6
50.3	51.6	49.6	50.4				
20-25		JAN 1987	48.1	48.0	46.5	47.7	47.4
47.4	48.2	46.7	46.9				
25-30		JUL 1985	52.5	52.6	51.0	52.7	52.2
51.3	52.2	50.6	50.9				
30-35		AUG 1984	52.2	52.4	51.4	52.7	52.1
51.4	51.8	50.7	50.5				
35-40		MAR 1983	52.6	52.7	52.5	52.8	52.6
52.1	52.2	51.5	51.2				
40-45		MAY 1983	51.8	52.0	52.2	51.8	51.8
51.7	51.5	51.5	50.9				
45-50		XXXX	52.2	52.4	53.1	51.9	52.2
52.8	52.2	52.9	52.2				

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH

15-20		JUN 1989	62.9	62.8	56.1	65.9	63.1
63.7	64.2	60.4	58.4				
20-25		JAN 1987	56.4	57.5	49.7	61.8	57.6
57.8	57.2	53.5	51.0				
25-30		JUL 1985	64.6	65.5	59.8	69.1	66.0
65.8	65.6	62.6	59.5				
30-35		AUG 1984	64.0	65.0	60.6	69.0	65.7
65.8	64.7	62.8	58.7				
35-40		MAR 1983	64.8	65.6	63.0	69.2	66.5
67.1	65.4	64.6	60.1				
40-45		MAY 1983	63.3	64.5	62.4	67.8	65.3
66.4	64.0	64.5	59.4				
45-50		XXXX	64.2	65.1	64.2	67.9	66.0
68.4	65.5	67.5	62.1				

ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES
URBAIN

DATE OF SURVEY = DEC 1998
 MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60
 CHILDREN EVER BORN:
 AGES 15-20 = 0.154
 AGES 20-25 = 0.474
 AGES 25-30 = 0.908

PROBABILITY OF SURVIVING

FROM AGE 25 TO AGE X

AGE		PROPORTION		UNITED NATIONS MODELS		
COALE-DEMENEY MODEL		NOT		(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)		
GROUP OF		ORPHANED		LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN
(HILL-TRUSSELL		GENERAL		EQUATION)		
RESPONDENT						
FAR EAST						
15-20	.9320	45	.9349	.9352	.9374	
.9397	.9346	.9306				
20-25	.8970	50	.9021	.9051	.9097	
.9120	.9038	.8998				
25-30	.8570	55	.8700	.8734	.8757	
.8795	.8749	.8667				
30-35	.7900	60	.8078	.8096	.8143	
.8154	.8115	.8080				
35-40	.7140	65	.7370	.7349	.7419	
.7321	.7377	.7410				
40-45	.5910	70	.6068	.6034	.6083	
.5915	.6055	.6186				
45-50	.4760	75	.4771	.4717	.4741	
.4538	.4703	.4941				

CORRESPONDING LIFE

AGE			UNITED NATIONS MODELS				
COALE-DEMENEY MODELS			(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)				
GROUP OF		REFERENCE	LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL
(HILL-TRUSSELL EQUATIONS)		DATE	SOUTH				
RESPONDENT	WEST	NORTH	EAST				

LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY

15-20	JUL 1989	52.2	51.8	50.0	51.2	51.2
50.9	52.2	50.2	51.0			
20-25	JUN 1987	51.8	51.7	50.1	51.5	51.1
50.7	51.7	49.9	50.4			
25-30	JUL 1985	52.2	52.3	50.7	52.4	51.9
51.1	51.9	50.3	50.6			
30-35	AUG 1984	51.5	51.7	50.8	52.0	51.4
50.8	51.2	50.1	49.9			
35-40	MAR 1983	51.7	51.9	51.7	52.0	51.7
51.3	51.3	50.7	50.3			
40-45	APR 1983	50.7	50.9	51.2	50.8	50.7
50.6	50.3	50.4	49.8			
45-50	XXXX	50.9	51.1	51.9	50.8	51.0
51.4	50.8	51.6	50.9			

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH

15-20	JUL 1989	64.1	63.9	57.5	66.9	64.2
64.8	65.4	61.6	59.6			
20-25	JUN 1987	63.3	63.9	57.7	67.4	64.0
64.3	64.5	61.1	58.5			
25-30	JUL 1985	64.0	64.9	59.1	68.6	65.5
65.2	65.0	62.0	58.8			
30-35	AUG 1984	62.9	63.9	59.3	68.1	64.6
64.6	63.4	61.5	57.4			
35-40	MAR 1983	63.3	64.2	61.2	68.1	65.1
65.5	63.6	62.9	58.3			
40-45	APR 1983	61.3	62.6	60.2	66.3	63.5
64.2	61.5	62.2	57.1			

45-50		XXXX	61.8	63.0	61.7	66.3	63.9
65.8	62.5	64.8	59.5				

ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES
RURAL

DATE OF SURVEY = DEC 1998
 MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60
 CHILDREN EVER BORN:
 AGES 15-20 = 0.328
 AGES 20-25 = 0.829
 AGES 25-30 = 1.358

FROM AGE 25 TO AGE X		PROBABILITY OF SURVIVING			
AGE	PROPORTION	AGE X	UNITED NATIONS MODELS		
COALE-DEMENY MODEL	NOT		(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)		
GROUP OF	ORPHANED		LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN
(HILL-TRUSSELL	GENERAL	EQUATION)			
RESPONDENT					
FAR EAST					
15-20	.9190	45	.9202	.9206	.9232
.9251	.9201	.9170			
20-25	.8750	50	.8781	.8810	.8864
.8880	.8799	.8772			
25-30	.8270	55	.8379	.8411	.8439
.8470	.8426	.8358			
30-35	.7410	60	.7556	.7572	.7618
.7627	.7590	.7567			
35-40	.6550	65	.6742	.6719	.6775
.6692	.6746	.6772			
40-45	.5100	70	.5204	.5174	.5193
.5074	.5192	.5277			
45-50	.3970	75	.3940	.3903	.3892
.3765	.3887	.4036			

EXPECTANCIES			CORRESPONDING LIFE					
AGE	COALE-DEMENY MODELS	REFERENCE	UNITED NATIONS MODELS					
GROUP OF	(HILL-TRUSSELL EQUATIONS)	DATE	(PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)					
RESPONDENT	WEST	NORTH	EAST	LATIN AM.	CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL
			SOUTH					

LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY

15-20		JAN 1989	50.6	50.1	48.4	49.5	49.6
49.5	50.7	48.8	49.5				
20-25		NOV 1986	49.7	49.6	48.1	49.4	49.0
48.9	49.8	48.1	48.5				
25-30		DEC 1984	49.9	50.0	48.5	50.0	49.6
49.1	49.7	48.3	48.4				
30-35		FEB 1984	48.6	48.7	48.0	49.1	48.5
48.0	48.2	47.3	47.0				
35-40		SEP 1982	48.7	48.8	48.8	49.1	48.7
48.3	48.2	47.8	47.3				
40-45		OCT 1982	46.8	47.2	47.7	47.3	47.1
46.7	46.4	46.9	46.1				
45-50		XXXX	47.3	47.6	48.6	47.6	47.5
47.5	47.0	48.2	47.5				

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH

15-20		JAN 1989	61.1	61.1	54.0	64.4	61.4
62.1	62.3	58.5	56.5				
20-25		NOV 1986	59.5	60.3	53.2	64.3	60.5
60.7	60.5	57.0	54.4				
25-30		DEC 1984	59.8	61.0	54.3	65.2	61.6
61.2	60.4	57.4	54.2				
30-35		FEB 1984	57.3	58.8	53.0	63.9	59.6
59.0	57.1	55.1	51.1				
35-40		SEP 1982	57.6	59.0	54.9	63.9	60.0
59.5	56.9	56.3	51.8				
40-45		OCT 1982	54.1	56.2	52.4	61.2	57.1
56.2	53.0	54.0	49.2				
45-50		XXXX	54.9	56.9	54.5	61.6	57.9
57.8	54.4	57.0	52.1				

INPUT DATA FOR SURVIE DES ENFANTS, NATIONALITE IVOIRIENNE
FEMALES
ENUMERATION DATE: DEC 1998

Age Group of Women	Number of Women	Number of Children Ever Born	Number of Children Surviving
15-19	674028.	153495.	142838.
20-24	567814.	365576.	340935.
25-29	456770.	520762.	488161.
30-34	386066.	663664.	626653.
35-39	305350.	654185.	617026.
40-44	236129.	594930.	543011.
45-49	173800.	483493.	419784.

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES ENFANTS,
NATIONALITE IVOIRIENNE
FEMALES
ENUMERATION DATE: DEC 1998

=====

AVERAGE NO.

COALE-DEMENY MODELS
 AGE OF CHILDREN PROPORTION AGE
 (TRUSSELL EQUATIONS)

WOMAN SOUTH	BORN		SURVIVING EAST		DEAD WEST		x	NORTH		
	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)		t(x)	q(x)	
15-19 (1.9)	.228 .049	(1.9)	.212	.069 .043	(1.9)	1	.039	(1.9)	.035	
20-24 (3.4)	.644 .064	(3.5)	.600	.067 .062	(3.4)	2	.057	(3.3)	.060	
25-29 (5.1)	1.140 .062	(5.3)	1.069	.063 .061	(5.2)	3	.057	(5.0)	.062	
30-34 (7.0)	1.719 .057	(7.1)	1.623	.056 .057	(7.0)	5	.055	(6.8)	.057	
35-39 (8.9)	2.142 .059	(9.1)	2.021	.057 .059	(8.9)	10	.061	(8.6)	.060	
40-44 (11.2)	2.520 .090	(11.4)	2.300	.087 .090	(11.1)	15	.093	(10.7)	.091	
45-49 (14.0)	2.782 .134	(14.4)	2.415	.132 .135	(13.8)	20	.137	(13.3)	.135	

=====

COALE-DEMENY:		NORTH WEST		SOUTH	
AGE OF REFERENCE WOMAN	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	q	REFERENCE DATE	q
q	DATE	q			DATE

INFANT MORTALITY RATE: q(1)

15-19	1997.0	.039	1997.1	.035
1997.0	.049	1997.0	.043	
20-24	1995.6	.047	1995.6	.054
1995.5	.057	1995.5	.052	
25-29	1994.0	.043	1993.8	.052
1993.7	.053	1993.8	.049	
30-34	1992.2	.038	1992.0	.047
1991.8	.047	1991.9	.043	
35-39	1990.4	.037	1990.0	.048
1989.9	.047	1990.0	.041	
40-44	1988.3	.049	1987.8	.065
1987.6	.064	1987.9	.056	
45-49	1985.6	.063	1984.9	.084
1984.6	.086	1985.2	.073	

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q_{41}

15-19		1997.0	.019		1997.1	.006
1997.0	.010		1997.0	.014		
20-24		1995.6	.026		1995.6	.014
1995.5	.014		1995.5	.021		
25-29		1994.0	.023		1993.8	.013
1993.7	.012		1993.8	.018		
30-34		1992.2	.018		1992.0	.011
1991.8	.010		1991.9	.014		
35-39		1990.4	.017		1990.0	.011
1989.9	.010		1990.0	.013		
40-44		1988.3	.027		1987.8	.021
1987.6	.018		1987.9	.023		
45-49		1985.6	.040		1984.9	.037
1984.6	.029		1985.2	.035		

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: $q(5)$

15-19		1997.0	.057		1997.1	.041
1997.0	.059		1997.0	.057		
20-24		1995.6	.072		1995.6	.067
1995.5	.070		1995.5	.072		
25-29		1994.0	.065		1993.8	.065
1993.7	.065		1993.8	.066		
30-34		1992.2	.055		1992.0	.057
1991.8	.057		1991.9	.057		
35-39		1990.4	.054		1990.0	.058
1989.9	.056		1990.0	.054		
40-44		1988.3	.075		1987.8	.085
1987.6	.081		1987.9	.077		
45-49		1985.6	.101		1984.9	.118
1984.6	.112		1985.2	.106		

=====

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE BELOW A LEVEL 1 MODEL LIFE TABLE
 " .000 " ABOVE A LEVEL 25 "

INDIRECT ESTIMATION OF EARLY AGE MORTALITY FOR SURVIE DES
ENFANTS, NATIONALITE IVOIRIENNE
FEMALES
ENUMERATION DATE: DEC 1998

AVERAGE NO.					UNITED NATIONS					
MODELS	CHILDREN				PROPORTION	AGE	(PALLONI-HELIGMAN)			
AGE OF EQUATIONS)	BORN	SURVIVING	DEAD		x	LATIN AM	CHILEAN	SO		
WOMAN	FAR EAST	GENERAL	GENERAL			q(x)	t(x)	q(x)	t(x)	q(x)
ASIAN										
t(x)	q(x)	t(x)	q(x)	t(x)						
15-19	.228	.212	.069		1	.052	(1.1)	.060	(1.5)	.051
1.2)	.057	(1.4)	.055	(1.3)						
20-24	.644	.600	.067		2	.064	(3.1)	.068	(3.3)	.065
3.1)	.065	(3.2)	.065	(3.1)						
25-29	1.140	1.069	.063		3	.062	(4.8)	.064	(5.0)	.063
4.9)	.062	(4.9)	.062	(4.8)						
30-34	1.719	1.623	.056		5	.057	(6.4)	.057	(6.6)	.058
6.5)	.056	(6.5)	.056	(6.4)						
35-39	2.142	2.021	.057		10	.060	(7.9)	.058	(8.2)	.060
8.1)	.058	(8.0)	.059	(8.0)						
40-44	2.520	2.300	.087		15	.088	(9.9)	.088	(10.2)	.090
(10.1)	.088	(10.0)	.088	(10.0)						
45-49	2.782	2.415	.132		20	.133	(13.3)	.133	(13.7)	.134
(13.6)	.133	(13.3)	.134	(13.3)						

MEAN AGE AT MATERNITY = 27.60

UNITED NATIONS: FAR EAST		LATIN AM GENERAL		CHILEAN		SO ASIAN	
AGE OF REFERENCE WOMAN	REFERENCE DATE	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q	REFERENCE DATE	REFERENCE q
15-19	1997.8	1997.7	.052	1997.4	.060	1997.8	.051
1997.5	.057	1997.7	.055				
20-24	1995.9	1995.9	.053	1995.6	.062	1995.8	.055
1995.7	.056	1995.9	.054				
25-29	1994.1	1994.1	.047	1993.9	.057	1994.1	.050
1994.1	.050	1994.1	.049				
30-34	1992.6	1992.5	.041	1992.3	.049	1992.4	.044
1992.5	.043	1992.5	.043				
35-39	1991.0	1991.0	.041	1990.8	.049	1990.9	.044
1990.9	.042	1991.0	.042				
40-44	1989.0	1989.0	.054	1988.7	.069	1988.8	.060
1989.0	.057	1989.0	.056				
45-49	1985.7	1985.7	.072	1985.2	.093	1985.4	.081
1985.7	.073	1985.6	.073				

PROBABILITY OF DYING BETWEEN AGES 1 AND 5: q_{41}

15-19	1997.8	.024	1997.4	.011	1997.8	.018
1997.5 .021	1997.7	.023				
20-24	1995.9	.025	1995.6	.012	1995.8	.020
1995.7 .020	1995.9	.022				
25-29	1994.1	.021	1993.9	.010	1994.1	.018
1994.1 .017	1994.1	.018				
30-34	1992.6	.016	1992.3	.008	1992.4	.014
1992.5 .013	1992.5	.014				
35-39	1991.0	.016	1990.8	.008	1990.9	.014
1990.9 .013	1991.0	.014				
40-44	1989.0	.026	1988.7	.014	1988.8	.024
1989.0 .021	1989.0	.023				
45-49	1985.7	.043	1985.2	.025	1985.4	.041
1985.7 .033	1985.6	.038				

PROBABILITY OF DYING BY AGE 5: $q(5)$

15-19	1997.8	.075	1997.4	.071	1997.8	.069
1997.5 .077	1997.7	.076				
20-24	1995.9	.076	1995.6	.073	1995.8	.074
1995.7 .075	1995.9	.076				
25-29	1994.1	.067	1993.9	.066	1994.1	.067
1994.1 .066	1994.1	.066				
30-34	1992.6	.057	1992.3	.057	1992.4	.058
1992.5 .056	1992.5	.056				
35-39	1991.0	.056	1990.8	.056	1990.9	.057
1990.9 .055	1991.0	.055				
40-44	1989.0	.078	1988.7	.082	1988.8	.083
1989.0 .077	1989.0	.078				
45-49	1985.7	.111	1985.2	.116	1985.4	.118
1985.7 .103	1985.6	.109				

=====

NOTE: A q VALUE OF .999 DENOTES VALUE FROM TABLE WITH LIFE EXPECTANCY LESS THAN 35

" .000 " GREATER THAN 75

ORPHANHOOD ESTIMATES OF ADULT FEMALE MORTALITY FOR SURVIE DES MERES,
NATIONALITE IVOIRIENNE

DATE OF SURVEY = DEC 1998
 MEAN AGE AT CHILDBEARING = 27.60
 CHILDREN EVER BORN:
 AGES 15-20 = 0.228
 AGES 20-25 = 0.664
 AGES 25-30 = 1.140

PROBABILITY OF SURVIVING FROM AGE 25 TO AGE X

AGE COALE-DEMENEY MODEL GROUP OF (HILL-TRUSSELL RESPONDENT FAR EAST	PROPORTION NOT ORPHANED GENERAL	AGE X	UNITED NATIONS MODELS (PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)		
			LATIN AM. EQUATION)	CHILEAN	SO. ASIAN
15-20 .9307	.9240 .9257	45 .9222	.9259	.9262	.9287
20-25 .8978	.8840 .8897	50 .8864	.8879	.8909	.8959
25-30 .8600	.8390 .8555	55 .8482	.8507	.8541	.8566
30-35 .7842	.7610 .7804	60 .7776	.7769	.7786	.7832
35-40 .6948	.6790 .7003	65 .7032	.6997	.6975	.7037
40-45 .5448	.5460 .5575	70 .5681	.5588	.5556	.5588
45-50 .4049	.4260 .4186	75 .4368	.4245	.4202	.4204

CORRESPONDING LIFE

AGE COALE-DEMENEY MODELS GROUP OF (HILL-TRUSSELL EQUATIONS) RESPONDENT WEST NORTH	REFERENCE DATE EAST	UNITED NATIONS MODELS (PALLONI-HELIGMAN EQUATIONS)				
		LATIN AM. SOUTH	CHILEAN	SO. ASIAN	FAR EAST	GENERAL

LIFE EXPECTANCY AT AGE TWENTY

15-20 50.0	MAR 1989	51.2 49.3	51.2 50.0	50.7	49.0	50.1	50.2
20-25 49.6	FEB 1987	48.9 49.3	50.5 49.3	50.4	48.9	50.2	49.8
25-30 49.9	MAR 1985	49.1 49.1	50.8 49.2	50.9	49.4	50.9	50.5
30-35 49.1	APR 1984	48.4 48.4	49.7 48.1	49.9	49.1	50.3	49.7
35-40 49.5	DEC 1982	49.0 49.0	49.9 48.5	50.1	50.0	50.3	49.9
40-45 48.5	JAN 1983	48.5 48.5	48.5 47.7	48.9	49.3	48.9	48.7
45-50 49.0	XXXX	49.5 49.5	48.7 48.8	49.0	49.9	48.8	48.9

LIFE EXPECTANCY AT BIRTH

15-20 63.1	MAR 1989	63.5 59.7	62.2 57.7	62.1	55.3	65.3	62.4
20-25 62.2	FEB 1987	58.6 56.0	61.0 56.0	61.7	55.0	65.5	61.9
25-30 62.8	MAR 1985	59.2 56.0	61.5 56.0	62.5	56.2	66.5	63.1
30-35 61.3	APR 1984	57.7 53.6	59.6 53.6	60.9	55.5	65.6	61.6
35-40 61.9	DEC 1982	59.0 54.4	59.9 54.4	61.1	57.5	65.6	62.1
40-45 59.8	JAN 1983	57.7 52.7	57.3 52.7	59.1	55.9	63.5	60.0
45-50 60.9	XXXX	60.0 60.0	57.5 54.9	59.2	57.3	63.4	60.2

La procédure COMBIN fait l'appariement et génère la table de référence de laquelle on tire e0f (espérance de vie à la naissance) qui est un des paramètres d'entrée dans le logiciel MORTAL.

3.3- LOGICIEL MORTAL

C'est le logiciel qui construit les tables de mortalité par son programme 5 (Génération des tables de mortalité). Avec e0f comme paramètre d'entrée, il génère d'abord la table de mortalité féminine, ensuite la table masculine et celle des 2 sexes confondus selon le modèle considéré.

L'une des grandes faiblesses de ce logiciel est qu'il ne sauvegarde pas les fichiers C'est pourquoi on imprime directement les résultats qu'il produit.

Dans le cas des données en présence, la table de mortalité de la population totale a été estimée par sexe (d'abord pour le sexe féminin, ensuite le sexe masculin et les deux sexes). Les tables par milieu de résidence et par nationalité figurent en annexe du présent document.

Tableau 49 : table de mortalité, sexe féminin, ensemble Côte d'Ivoire

Age	aqx (%00)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	94,77	9 477	101,15	100 000	93 691	5 269 999	52,7
1	72,54	6 567	18,97	90 523	346 194	5 176 308	57,2
5	31,4	2 637	6,39	83 957	412 532	4 830 114	57,5
10	17,8	1 448	3,59	81 320	403 125	4 417 582	54,3
15	19,89	1 589	4,02	79 872	395 548	4 014 457	50,3
20	23,78	1 862	4,81	78 283	386 949	3 618 909	46,2
25	27,49	2 101	5,57	76 422	377 066	3 231 960	42,3
30	31,56	2 346	6,41	74 321	365 974	2 854 894	38,4
35	36,13	2 600	7,35	71 975	353 634	2 488 920	34,6
40	41,41	2 873	8,45	69 375	399 978	2 135 286	30,8
45	46,13	3 068	9,44	66 502	325 146	1 795 308	27
50	59,23	3 757	12,19	63 432	308 152	1 470 162	23,2
55	79,04	4 717	16,43	59 677	287 063	1 162 010	19,5
60	115,91	6 370	24,55	54 960	259 511	874 946	15,9
65	175,07	8 506	38,23	48 590	222 533	615 436	12,7
70	263,5	10 562	60,33	40 083	175 068	392 903	9,8
75	380,17	11 223	93,88	29 521	119 549	217 835	7,4
80	533,15	9 756	147,89	18 298	65 964	98 286	5,4
85	706,13	6 032	233,68	8 543	25 814	32 322	3,8
90	860,37	2 160	366,07	2 510	5 900	6 508	2,6
95	1000	351	576,8	351	608	608	1,7

Tableau 50 : Table de mortalité, sexe masculin, ensemble Côte d'Ivoire

âge	aqx (%o)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	111,98	11 198	121,07	100 000	92 497	4 924 002	49,2
1	76,93	6 832	20,18	88 802	338 523	4 831 504	54,4
5	33,52	2 748	6,83	81 970	402 292	4 492 982	54,8
10	18,21	1 443	3,68	79 922	392 647	4 090 689	51,6
15	22,55	1 754	4,56	77 779	384 685	3 698 042	47,5
20	32,14	2 444	6,53	76 025	374 295	3 313 357	43,6
25	33,66	2 477	6,84	73 581	361 962	2 939 097	39,9
30	35,92	2 554	7,31	71 104	349 393	2 577 135	36,2
35	40,51	2 777	8,26	68 551	336 088	2 227 741	32,5
40	48,68	3 202	9,97	65 774	321 183	1 891 653	28,8
45	59,02	3 693	12,15	62 572	303 996	1 570 469	25,1
50	77,01	4 534	15,99	58 879	283 512	1 266 473	21,5
55	99,75	5 421	20,95	54 345	258 713	982 961	18,1
60	140,5	6 874	30,13	48 924	228 121	724 248	14,8
65	201,66	8 480	44,65	42 050	189 898	496 126	11,8
70	295,69	9 926	68,92	33 570	144 028	306 228	9,1
75	419,92	9 929	106,3	23 644	93 398	162 199	6,9
80	569,79	7 815	163,49	13 715	47 799	68 801	5,1
85	734,77	4 335	252,87	5 900	17 145	21 002	3,6
90	876,09	1 371	388,09	1 565	3 532	3 857	2,5
95	1000	194	598,55	194	324	324	1,7

Tableau 51 : Table de mortalité, sexes confondus, ensemble Côte d'Ivoire

âge	aqx (%o)	dx	mx	lx	Lx	Tx	Ex
0	103,5	10 350	111,19	100 000	93 086	5 094 674	50,9
1	74,75	6 701	19,58	89 650	342 302	5 001 588	55,8
5	32,46	2 693	6,61	82 948	407 337	4 659 286	56,2
10	18,01	1 445	3,63	80 256	397 809	4 251 950	52,9
15	21,22	1 673	4,29	78 810	390 036	3 854 141	48,9
20	27,96	2 157	5,67	77 137	380 511	3 464 105	44,9
25	30,56	2 292	6,2	74 981	369 403	3 083 594	41,1
30	33,72	2 451	6,86	72 689	357 561	2 714 192	37,3
35	38,3	2 690	7,8	70 237	344 731	2 356 631	33,6
40	45	3 040	9,2	67 547	330 442	2 011 899	29,8
45	52,47	3 385	10,77	64 508	314 415	1 681 457	26,1
50	67,92	4 151	14,04	61 123	295 650	1 367 042	22,4
55	89,06	5 074	18,61	56 971	272 679	1 071 393	18,8
60	127,67	6 626	27,2	51 897	243 584	798 714	15,4
65	187,6	8 493	41,23	45 271	205 974	555 130	12,3
70	378,4	10 239	64,27	36 779	159 319	349 155	9,5
75	398,14	10 566	99,42	26 539	106 281	189 837	7,2
80	548,13	8 755	154,18	15 973	56 785	83 556	5,2
85	715,86	5 167	240,16	7 218	21 514	26 771	3,7
90	863,73	1 771	371,14	2 051	4 773	5 257	2,6
95	1000	279	577,22	279	484	484	1,7