

Les Études du Ceped n° 10

Michel GARENNE
Maria MADISON, Daniel TARANTOLA
Benjamin ZANOU
Joseph AKA et Raymond DOGORÉ

CONSÉQUENCES
DÉMOGRAPHIQUES
DU SIDA EN ABIDJAN
1986-1992



Centre Français sur la Population et le
Développement

1995

CONSÉQUENCES DÉMOGRAPHIQUES DU SIDA
EN ABIDJAN : 1986-1992

Déjà parus dans la collection "Les Études du Ceped" :

n°1 : *De l'homme au chiffre, réflexions sur l'observation démographique en Afrique*, par Louis LOHLÉ-TART et Rémy CLAIRIN (1988).

n°2 : *MORTAL, logiciel d'analyse de la mortalité*, par Jean-Michel COSTES et Dominique WALTISPERGER (1988).

n°3 : *Mobilité spatiale et mobilité professionnelle dans la région Nord-Andine de l'Équateur*, par Jean PAPAIL (1991).

n°4 : *Un siècle de démographie Tamoule. L'évolution de la population Tamil Nadu de 1871 à 1981*, par Christophe GUILMOTO (1992).

n°5 : *Croissance urbaine, migrations et population au Bénin*, par Kossi Julien GUINGNIDO GAYE (1992).

n°6 : *La traite des esclaves au Gabon du XVII^e au XIX^e siècle. Essai de quantification pour le XVIII^e siècle*, par Nathalie PICARD-TORTORICI et Michel FRANÇOIS (1993).

n°7 : *L'entrée en vie féconde. Expression démographique des mutations socio-économiques d'un milieu rural sénégalais*, par Valérie DELAUNAY (1994).

n°8 : *La crise de l'asile politique en France*, par Luc LEGOUX (1995).

n°9 : *La maternité chez les Bijago de Guinée-Bissau. Une analyse épidémiologique et son contexte ethnologique*, par Alexandra DE SOUSA et Dominique WALTISPERGER (collab.) (1995).

Éléments de catalogage :

Conséquences démographiques du sida en Abidjan : 1986-1992, Michel Garenne et al. – Paris, Centre Français sur la Population et le Développement, 1995, 198p. ; 24 cm. (Les Études du CEPED, n° 10).

Les Études du Ceped n° 10

Michel GARENNE
Maria MADISON et Daniel TARANTOLA
Benjamin ZANOÛ
Joseph AKA et Raymond DOGORÉ

CONSÉQUENCES
DÉMOGRAPHIQUES
DU SIDA EN ABIDJAN :
1986-1992

Préface de Jacques Vallin

Centre Français sur la Population et le Développement
Septembre 1995

Le CEPED, *Centre français sur la population et le développement*, est un "Groupement d'intérêt scientifique" (GIS) créé en 1988 par l'INED, l'INSEE, l'ORSTOM, l'université de Pierre et Marie Curie et l'École des hautes études en sciences sociales, pour conjuguer leurs efforts en matière de recherche, de formation et de coopération avec les pays du Sud dans le domaine de la population et de ses relations avec le développement. Ses activités de recherche portent essentiellement sur les facteurs de la dynamique des populations (santé, famille, fécondité, migrations), leurs relations avec les divers aspects du développement économique et social (éducation, emploi, activité économique, structures sociales, ...) ainsi que les méthodes d'observation et d'analyse appropriées. Ses travaux sont définis et conduits en étroite relation avec les organismes partenaires du tiers monde (offices statistiques, centres de recherche, universités). Le CEPED accueille régulièrement à Paris des chercheurs de ces pays, et met à la disposition du public un important centre de documentation sur les thèmes de sa compétence. Pour toutes ces tâches, le CEPED reçoit un large concours du ministère de la Coopération et du Développement.

Comité éditorial :

Jacques Vallin	Jean Coussy
Thérèse Locoïh	Maria Cosio
Philippe Antoine	André Quesnel

Responsable scientifique : Thérèse Locoïh
Directeur de la publication : Jacques Vallin
Réalisation technique : Valérie Guérin

Couverture : Impressions Sénoufo.

1995

ISBN : 2-87762-076-X ISSN : 0993-6157

Centre Français sur la Population et le Développement

15, rue de l'école de médecine - 75270 PARIS Cedex 06 - FRANCE

Téléphone : (33) (1) 46 33 99 41 - Télécopie : (33) (1) 43 25 45 78

SOMMAIRE

Remerciements	xiii
Préface	xv
Résumé	xix
Summary	xxi
Introduction	1
1. Origine de l'étude.....	1
2. Buts de l'étude.....	2
3. Plan de l'ouvrage.....	3
Chapitre 1. – Le sida en Côte d'Ivoire	5
1. Distribution du VIH-1 et du VIH-2 en Afrique de l'Ouest.....	5
2. Modes de transmission des VIH.....	6
a) Transmission hétérosexuelle.....	6
b) Transmission verticale (materno-infantile).....	6
c) Transfusion sanguine.....	7
d) De la séropositivité à la maladie et à la mort.....	8
3. Infections opportunistes et causes de décès.....	8
4. Définitions.....	10
5. Études de séroprévalence en Côte d'Ivoire.....	11
a) Population à risque et population totale.....	11
b) Un échantillon représentatif de la population adulte.....	12
6. Nombre de cas de sida déclarés en Côte d'Ivoire depuis l'origine.....	14
7. Les décès par sida dans les hôpitaux d'Abidjan : les travaux de Kevin De Cock <i>et al.</i>	15
a) Étude des admissions.....	15
b) Étude des cadavres.....	15

c) Étude de l'état civil.....	16
d) Prévalence du VIH et du sida dans les hôpitaux.....	17
e) Augmentation des taux de mortalité.....	18
f) Répartition par âge des décès par sida.....	19
g) Différences par sexe.....	21
h) Conséquences démographiques du sida.....	22
i) Estimation de l'incidence du sida dans la population.....	23
j) Pays d'origine.....	23
k) Discussion.....	24
8. Conclusion.....	24
Chapitre 2. – La population d'Abidjan.....	27
1. Taille de la population.....	27
2. Répartition par âge.....	28
3. Rapports de masculinité.....	31
4. Taux de croissance par âge.....	33
5. Migrations.....	34
6. Reconstruction de la population d'Abidjan de 1973 à 1992.....	37
7. Estimations de la mortalité par l'EPR de 1978-1979.....	37
8. Conclusion.....	39
Chapitre 3. – Estimation de la complétude de l'enregistrement des décès en Abidjan.....	41
1. Bref historique de l'état civil.....	41
2. Modes d'enregistrement des décès à l'état civil et à l'hôpital.....	42
3. Saisie des données.....	44
4. Complétude de la collecte des données.....	46
5. Complétude de l'enregistrement des décès.....	46
a) Comparaison de l'état civil à l'EPR, 1978.....	47
b) Comparaison avec les estimations indirectes de la mortalité des enfants.....	49
c) Lieu de décès et lieu de résidence.....	50
d) Décès de non-résidents à l'état civil.....	51
e) Enregistrement des décès à l'hôpital.....	52
f) Comparaison avec les recensements.....	52
6. Comparaison avec les tables-type de mortalité.....	54
7. Conclusion sur la qualité des données.....	57

Chapitre 4. – Les tendances de la mortalité en Abidjan de 1973 à 1992.....	59
1. Méthode	59
2. Évolution de la mortalité des enfants	60
a) À 0-4 ans.....	60
b) À 5-14 ans.....	61
3. Évolution de la mortalité des jeunes adultes.....	62
a) À 15-24 ans.....	62
b) À 25-34 ans.....	63
c) À 35-44 ans.....	63
4. Évolution de la mortalité des adultes d'âge mûr.....	65
a) À 45-54 ans.....	65
b) À 55-64 ans.....	65
c) À 65-74 ans.....	67
5. Évolution de l'espérance de vie à 15 ans.....	67
6. Estimation du nombre de décès attribuables au sida.....	68
7. Profil par âge des décès attribuables au sida	69
8. Discussion	70
Chapitre 5. – Différences d'évolution de la mortalité selon le lieu de résidence, le lieu de naissance et la profession	73
Complétude de l'information concernant les trois variables	74
1. Différences de mortalité selon le lieu de résidence.....	74
a) Les communes d'Abidjan.....	74
b) Typologie de l'habitat	75
c) Stratification sociale.....	75
d) Estimation de la population et des taux de mortalité des communes	77
e) Évolution de la mortalité de 1983-87 à 1988-92	78
f) Corrélation entre augmentation de la mortalité et type d'habitat.....	80
g) Discussion sur le type d'habitat.....	82
2. Différences de mortalité selon le lieu de naissance	82
a) Évolution du nombre de décès selon le lieu de naissance.....	82
b) Évolution du nombre de décès de personnes nées en Abidjan.....	83
c) Évolution du nombre de décès parmi les Ivoiriens nés en dehors d'Abidjan.....	84
d) Décès de personnes nées à l'étranger.....	85
3. Différences de mortalité par profession	85
a) Augmentation du nombre de décès dans les professions masculines.....	87
b) Augmentation du nombre de décès dans les professions féminines.....	87

4. Conclusion.....	88
Chapitre 6. – Évolution des causes de décès dans les hôpitaux d'Abidjan.....	91
1. Données hospitalières	91
2. Complétude de l'information démographique	92
3. Comparaison des nombres de décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil	94
4. Qualité de l'information sur les causes de décès	97
5. Validation : comparaison avec l'étude des cadavres.....	98
6. Évolution de la structure des décès par cause de 1987 à 1992	99
a) Maladies infectieuses et parasitaires	100
b) Maladies non infectieuses.....	101
c) Décès d'enfants	102
d) Paludisme.....	102
7. La série de Port-Bouët : 1973-1992.....	103
8. Conclusion.....	104
Chapitre 7. – Comparaison avec d'autres données : Epi-Model et les cas déclarés.....	107
1. Description d'Epi-Model	108
a) Hypothèses et paramètres d'"Epi-Model"	108
b) L'application du modèle à la Côte d'Ivoire.....	109
2. Comparaison des décès observés et projetés par Epi-Model, pour Abidjan.....	111
a) Méthode	111
b) Résultats.....	111
3. Comparaison avec les cas déclarés.....	112
4. Conclusion.....	113
Chapitre 8. – Rétro-Décès : un modèle de projection pour Abidjan.....	115
1. Dynamique de l'épidémie	115
2. Le modèle Rétro-Décès.....	116
a) Principes du modèle.....	116
b) Méthode	117
Rétro-projection des décès.....	117
Reconstruction du total des infections	117

Procédure itérative d'ajustement	118
Projections vers l'avant	120
3. Résultats	120
Qualité du modèle	121
4. Projections pour la période 1993-2000	122
5. Discussion	123
Conclusions et recommandations	125
1. Principaux résultats	125
a) Conséquences démographiques	126
b) Différences socio-économiques	126
c) Causes de décès	127
2. Recommandations	127
a) Données de l'état civil	128
b) Données hospitalières	128
Annexes	131
Annexe 1	133
Annexe 2. – Formules de calcul	177
Annexe 3. – Formulaire du certificat de décès (Côte d'Ivoire)	179
Liste des tableaux	181
Liste des figures	185
Références bibliographiques	189
Les publications du Ceped	195

*En hommage
à Pierre Cantrelle et à Michel François
deux démographes qui ont cru à l'état civil en Afrique*

REMERCIEMENTS

Cette étude a été entreprise à l'initiative du bureau de l'USAID/REDSO d'Abidjan, dans le contexte du grand programme "*Data for decision making project (DDM)*", un programme de l'école de santé publique de Harvard financé par l'USAID. La première partie, la collecte des données, a été financée par le DDM et la seconde partie, l'analyse, par une subvention de REDSO/Abidjan (*grant number* : 72-210-7095-2).

Les auteurs tiennent à remercier très chaleureusement tous ceux qui ont soutenu le projet, en particulier le professeur Malan Kassi, président du *Comité national de lutte contre le sida*, M. Guessan Bi Kouassi, directeur de l'*Institut national de la statistique*, qui a accueilli l'étude dans son institut, le Dr. Jeanne Nama Diarra de l'*Institut de santé publique*, M. Guella qui a dirigé la saisie des données, les directeurs des hôpitaux de *Treichville*, *Cocody*, *Port-Bouët* et *Yopougon*,

- à l'USAID, Abidjan : le Dr. Souleymane Barry, Ms. Kate Jones-Patron, et M. Orion Yaendel de l'USAID/REDSO,
- à Boston : John Lichten, doyen adjoint pour les affaires financières à l'École de santé publique de Harvard, le Dr. Julia Walsh et le Dr. Peter Berman, directeurs du programme DDM, Mr. Chris Hale, Ms. Karsten Purdy, Catherine Haskell, et Laura Nyhagen, membres du programme DDM,
- à Paris : M. Jacques Vallin, directeur du CEPED, pour son excellent travail d'édition, M. Philippe Antoine, chercheur au CEPED, et les relecteurs anonymes qui ont fait d'utiles commentaires sur la version préliminaire.

PRÉFACE

Le sida est sans doute la maladie dont on parle le plus en Europe ou en Amérique du Nord. On sait les ravages qu'elle a fait chez les transfusés, les homosexuels, les drogués ou les prostituées, mais on la craint aussi, pour tout un chacun, plus sans doute qu'on ne craint l'alcool, le tabac ou les accidents de la route, on la craint tout particulièrement pour les jeunes susceptibles d'user, sans prendre assez de précautions, de la liberté sexuelle que leur concède aujourd'hui la société. Ce que l'on n'a jamais osé faire hier en faveur d'une paternité responsable, ni encore moins, jadis, pour lutter contre la syphilis ou les autres maladies vénériennes, on l'a osé pour conjurer le sida : des spots publicitaires vantant les mérites du préservatif, à la télé, au cinéma, à travers tous les médias. Et c'est bien. Mais qui se soucie du désastre dans lequel l'épidémie de sida plonge certaines populations du Sud ? Combien de fois parle-t-on de l'Afrique quand le sujet est traité à la télévision ou dans nos journaux ? Qui ne se souvient de cette fameuse émission "Tous contre le sida" qui mobilisa toute une nuit, le 7 avril 1994, TF1, Antenne 2, FR3, Canal +, M6, Arte, RFO et même quelques autres chaînes francophones à l'étranger ? Je n'oublierai jamais pour ma part qu'elle n'a à aucun moment abordé le cas de l'Afrique, pas même au détour d'une phrase. Pourtant, alors qu'en Amérique du Nord, en Europe, en France, l'épidémie, qui n'a jamais atteint l'ampleur qu'on lui attribue parfois, est enrayée, elle explose aujourd'hui en Afrique, touchant non seulement les homosexuels, les prostituées, les drogués, les transfusés, mais l'ensemble de la population, quel que soit le sexe, l'état matrimonial ou la catégorie socio-professionnelle.

Cette ignorance dans laquelle on tient le grand public des pays du Nord, à propos des véritables enjeux du sida à l'échelle planétaire, n'est pas pour rien dans l'orientation qui est donnée, dans les pays riches, les seuls qui en aient les moyens, à la recherche et au développement des technologies propres à barrer la route à ce fléau de notre temps. Comment expliquer autrement la priorité accordée à la mise au point de traitements qui en raison de leur coût ne sont d'aucune utilité pour les pays en développement, sur celle d'un vaccin bon marché qui constituerait probablement la seule réponse technique adaptée au contexte épidémiologique et économique de l'Afrique ?

C'est assurément l'une des missions du CEPED de rappeler aussi souvent que possible les réalités du monde en développement qui nous entoure. Dans le domaine du sida, comme dans quelques autres, il y a tout particulièrement urgence ; sans

tomber dans le catastrophisme, dont les excès conduisent à l'échec assuré les meilleurs combats. C'est ce qui a été fait avec la publication, en coédition avec La Découverte, de *Populations africaines et sida*¹. C'est aussi dans cette optique que le CEPED a récemment consacré une *Chronique*² et un *Dossier*³ au sida en Afrique. Avec "Les conséquences démographiques du sida en Abidjan", une équipe pluridisciplinaire constituée autour de Michel Garenne nous livre aujourd'hui les fruits d'un patient travail de reconstitution doublé d'un effort de projection dans l'avenir, qui nous permet de voir avec plus de précision l'influence que peut avoir le sida sur l'état sanitaire et la mortalité d'une grande ville africaine comme Abidjan. Le travail présente d'autant plus d'intérêt que l'Afrique de l'Ouest paraissait jusqu'à présent beaucoup moins durement touchée par le sida que l'Afrique orientale ou centrale. Si cela reste probablement vrai pour le monde rural, il semble bien, à la lumière de cette étude, que, sinon toutes, du moins certaines grandes villes de l'Ouest soient très sévèrement atteintes.

La grande difficulté, et aussi, bien sûr, la source de polémiques faciles sur l'ampleur de l'épidémie africaine, réside dans l'insuffisance et la fragilité des données disponibles sur l'incidence de la contamination par le virus de l'immunodéficience humaine (VIH) et sur la prévalence du sida. L'apport le plus remarquable de l'ouvrage de Michel Garenne et coll. est sans doute d'avoir su faire appel avec doigté à une estimation indirecte de la portée du sida en comparant l'évolution réelle des décès (à peu près convenablement connue à partir des registres d'état civil) à celle qu'on aurait pu attendre, en l'absence d'épidémie de sida, d'une prolongation des tendances antérieures. Cette démarche, relativement hardie, pourrait évidemment prêter le flanc à la critique si elle n'était allée de pair avec le dépouillement de dossiers médicaux hospitaliers, permettant de déterminer le rôle effectif du sida dans le sous-ensemble des décès pour lesquels l'information est disponible.

Il fallait pour réussir une équipe bien ancrée au carrefour des trois disciplines indispensables à la compréhension de la dynamique de l'épidémie de sida : médecine, épidémiologie, démographie. Il fallait aussi une équipe connaissant non seulement les ressorts propres à la biologie du sida mais encore le contexte socio-économique et culturel de la ville d'Abidjan. Michel Garenne, lui-même statisticien-économiste et démographe, déjà bien connu pour ses nombreux travaux sur la santé, a su, pour la circonstance, s'allier les compétences de deux autres démographes, Benjamin Zanou et Maria Madison, et celles de trois médecins épidémiologistes, Daniel Tarantola, Joseph Aka et Raymond Dogoré. Il a su aussi associer trois chercheurs du Nord à trois chercheurs du Sud, bien au fait des réalités d'Abidjan. Sans compter que, par leurs attaches propres, les membres de

¹ *Populations africaines et sida*. – Paris, La Découverte/CEPED, 1994, 224 p.

² *La Chronique du CEPED*, janvier-mars 1995, 4 p.

³ Richard Lalou et Victor Piché. – *Migrations et sida en Afrique de l'Ouest : un état des connaissances*. – Paris, CEPED, 1995, 54 p. (Les Dossiers du CEPED, n° 28).

L'équipe imprègnent l'ouvrage aussi bien du prestige de l'École de santé publique de Harvard que de celui de l'ORSTOM.

La réussite est effectivement au rendez-vous. Il ne faut bien sûr pas mettre sur le même plan tous les chiffres que nous livrent les auteurs. La reconstitution de l'évolution passée de la mortalité est, en soi, une précieuse contribution à la connaissance de la démographie africaine et la preuve, s'il fallait encore la faire, de l'intérêt qu'il y aurait à dépouiller ainsi, de manière systématique, les registres d'état civil des grandes villes africaines. À force de dénoncer le dysfonctionnement du système et de baisser les bras à propos de toute tentative d'amélioration, on en est venu à se priver de l'emploi des informations qu'il recèle là où il fonctionne. Ce que l'on en tire ici pour l'étude du sida pourrait être mis à profit pour bien d'autres usages. Mais tel n'est pas bien sûr le propos de l'ouvrage.

L'estimation des tendances en cours avant l'apparition du sida, leur extrapolation à la période écoulée depuis et la comparaison de cette extrapolation à l'évolution réelle est, je l'ai déjà souligné, au cœur du raisonnement fait par les auteurs. Elle implique évidemment une hypothèse fondamentale : le sida (y compris les maladies opportunistes) est seul responsable du hiatus qui, manifestement, en moins de dix ans, s'est creusé entre les deux courbes. Certains lecteurs, dont, en première lecture, j'ai fait partie, pourront trouver l'hypothèse exagérée. Le sida n'est pas la seule cause possible de remontée de la mortalité. Il a frappé l'Afrique au pire moment, alors que ses services sanitaires étaient déjà mis à mal par la crise économique et les premières politiques d'ajustement structurel. Mais pour avoir collaboré récemment, avec Magali Barbieri, à une étude des conséquences démographiques de la crise, je dois avouer qu'il est difficile de mettre en évidence un effet direct sur la mortalité, même là où on l'attendrait le plus : au niveau de la mortalité infantile. Et justement, Michel Garenne et ses collaborateurs montrent bien que la remontée de la mortalité qu'ils attribuent au sida ne touche que les adultes, notamment entre 25 et 44 ans. On pourrait aussi penser que le sida n'est pas actuellement la seule affection mortelle en expansion en Afrique. La tuberculose est revenue ces derniers temps sur le devant de la scène et la malaria est de plus en plus résistante aux substances anti-paludiques. Mais, là encore, les auteurs de l'ouvrage apportent de quoi faire reculer nos doutes grâce au dépouillement des dossiers hospitaliers. Le surcroît de décès qu'on y observe est entièrement lié au sida ou aux maladies opportunistes. Il n'y a finalement pas de raison majeure de refuser de les suivre sur l'ordre de grandeur annoncé quand ils nous disent que de 1987 à 1992 le sida et les maladies opportunistes ont doublé la mortalité des hommes de 25 à 44 ans. On peut discuter à la marge, mais l'ampleur du phénomène est là.

Reste la projection sur l'avenir qui, elle, est purement spéculative et circonstancielle. Quel que soit la solidité du modèle dit "Epi-model", il ne peut être que hasardeux de tenter de prévoir l'avenir de l'épidémie de sida. Que seront demain les comportements, si cruciaux en l'absence de tout recours médical

efficace ? Quels sont les espoirs de voir enfin mis au point, dans les années qui viennent, un vaccin, voire un traitement bon marché ? Les calculs faits par Michel Garenne et ses coauteurs ont au moins le mérite de présenter un scénario très plausible, qui n'est d'ailleurs pas le plus catastrophique que l'on puisse imaginer puisqu'il comporte une stabilisation du nombre annuel des nouveaux cas de sida. Il n'empêche, 6 000 nouveaux cas par an d'ici l'an 2000 pour moins de 3 millions d'Abidjanais, c'est à peine moins que ce que l'on prévoit pour près de 60 millions de Français (7 000). De un à vingt, tel est la différence entre un problème sérieux de santé publique et un désastre sanitaire. Ce livre est à lire par tous ceux qui pensent que le véritable enjeu du sida est en Afrique et encore plus par ceux qui n'y pensent pas....

Jacques Vallin

Directeur de recherche à l'INED

Directeur du CEPED

RÉSUMÉ

Cette étude sur les conséquences démographiques du sida a été conduite en Abidjan, capitale de la Côte d'Ivoire, sur la période 1986-1992, à partir des données de l'état civil et des hôpitaux de la ville.

La complétude de l'état civil de la ville d'Abidjan est élevée pour les hommes adultes et modérée pour les femmes adultes et pour les enfants. La complétude a eu tendance à s'améliorer au cours de la période pour les adultes, mais pas pour les enfants. L'étude des tables de mortalité annuelles révèle une tendance à la baisse de la mortalité entre 1973 et 1985, puis une augmentation de la mortalité à partir de 1986, date d'apparition des premiers cas de sida. L'augmentation de la mortalité est particulièrement forte pour les jeunes hommes, et dans une moindre mesure pour les jeunes femmes. Elle est encore visible chez les adultes plus âgés, jusqu'à 75 ans. L'augmentation de la mortalité n'est pratiquement pas décelable chez les enfants de 0-4 ans, mais est sensible chez les enfants de 5-14 ans. Pour les hommes de 25-44 ans, le nombre de décès en Abidjan était en 1992 plus du double de celui attendu d'après les tendances précédentes. À la même date, les hommes avaient perdu 4,6 ans d'espérance de vie à l'âge de 15 ans, et les femmes, 1,4 ans. Pratiquement toutes les couches de la société semblent affectées. Cependant, les décès supplémentaires semblent atteindre davantage les couches moyennement défavorisées que les couches les plus aisées ou les plus démunies. Les couches paysannes et les mères de famille semblent relativement moins touchées.

Les données démographiques se trouvent confirmées par une analyse des causes de décès dans les hôpitaux d'Abidjan. La majeure partie de l'augmentation des taux de mortalité est attribuable au sida et aux maladies infectieuses et parasitaires connues pour être associées au sida (maladies dites "opportunistes"), en particulier : les méningites, les diarrhées, les pneumopathies, les tuberculoses, les septicémies, les encéphalites et les hépatites. Deux autres causes de décès semblent aussi avoir augmenté entre 1987 et 1992, pour des raisons indépendantes de l'épidémie de sida : le paludisme et les morts violentes. De plus, l'essentiel de l'augmentation pour ces deux dernières causes de décès est concentré chez les enfants en bas âge, alors que le sida et les infections opportunistes semblent avoir joué un faible rôle dans leur mortalité. Au contraire, la mortalité par rougeole semble avoir diminué au cours des années récentes.

L'étude indique que environ 25 000 personnes sont décédées du sida et des maladies opportunistes en Abidjan entre 1986 et 1992. Ces données révèlent une

incidence du sida d'environ 3,1 pour mille en 1989, un chiffre plus élevé que les estimations précédentes, et l'un des plus élevés au monde à cette période. Si on extrapole ces données à l'ensemble du pays, il est vraisemblable que dès la fin de l'année 1992 environ 100 000 personnes aient développé le sida en Côte d'Ivoire, un chiffre 7 fois plus élevé que les déclarations officielles.

Une dynamique possible de l'épidémie de sida en Abidjan a été reconstituée par un modèle de "rétro-calcul". Ce modèle suggère que le premier pic de l'incidence du sida s'est probablement produit vers 1987, et que, toutes choses égales par ailleurs, on peut s'attendre à une moyenne d'environ 6 000 nouveaux cas de sida au cours de chaque prochaine année, de 1993 à l'an 2000. Bien entendu il ne s'agit là que d'un scénario possible, car sous certaines hypothèses, le virus pourrait se répandre encore plus vite, ou au contraire être contrecarré par la mise en œuvre prochaine d'un remède ou d'un vaccin.

L'importance numérique de ces estimations souligne l'urgence à renforcer la lutte contre l'épidémie de sida en Côte d'Ivoire.

SUMMARY

A study of death certificates was conducted in Abidjan, the capital city of Ivory Coast, over the entire period from 1973 to 1992, in order to evaluate the demographic impact of HIV/AIDS on mortality.

In Abidjan, the completeness of death registration was high for male and moderate for female adults and children. It tended to improve over time for adults, but not for children. Yearly life table estimates revealed declining trends in mortality from 1973 to 1985 and an increase in mortality from the previous trends since 1986, date of the onset of the AIDS epidemic. The increase in mortality was particularly strong for young adult men and to a lesser extent for young women, and was still visible among older adults until age 75. The increase in death rates was minimal for children age 0-4, but more pronounced for children age 5-14. By 1992, the number of deaths in Abidjan was more than twice the number of deaths expected from previous trends. Male adults had lost 4,6 years in life expectancy at age 15 and female adults had lost 1,4 year by 1992. Virtually all the strata of the society were affected. However, there seem to be a concentration among the lower-middle class of Abidjan. Farmers and housewives on the other hand might have been less affected.

The demographic data were confirmed by an analysis of causes of death in Abidjan hospitals. Most of the increase in death rates was attributable to infectious and parasitic diseases, known to be associated with the HIV infection, in particular : AIDS, meningitis, diarrhea, pneumonia, tuberculosis, septicemia, encephalitis and hepatitis. Two other causes of death seemed to have been increasing from 1987 to 1992 for reasons independent from the HIV epidemic : malaria and violent deaths. However, most of this increase was concentrated among children, for whom the effect of HIV/AIDS was minimal. Measles mortality seems to have declined over the recent years.

The study estimated that about 25 000 people had died of HIV/AIDS in Abidjan from 1986 to 1992. Extrapolated, the data indicate an incidence of AIDS of 3119 per million in 1989, a higher figure than previous estimates, and one of the highest in the world at that time. About 100 000 persons may have developed AIDS by the end of 1992 in Ivory Coast, which is about 7 times more than official estimates.

The possible dynamics of the HIV/AIDS epidemic in Abidjan was reconstructed by a model for AIDS backcasting. This model suggests that the peak of HIV incidence probably occurred in 1987, and that in this phase of the epidemic an average of about 6 000 new AIDS cases are expected in each of the next coming few years, until year 2000, unless the virus spreads more rapidly into the general population.

The magnitude of the demographic impact of AIDS underlines the need of increasing the efforts to control the HIV/AIDS epidemic in Ivory Coast.

INTRODUCTION

1. Origine de l'étude

Le virus de l'immunodéficience humaine (VIH) est le virus responsable du syndrome d'immunodéficience acquise, qui sera désigné ci-après par le terme "sida"¹ selon l'usage récent. L'Afrique sub-saharienne, qui compte moins de 10 % de la population mondiale, compte environ les deux tiers du nombre total de cas de sida (Mann *et al.*, 1993). On estime qu'au début de l'année 1993 environ 12 millions d'Africains avaient été infectés par le virus du sida (Mann et Tarantola, 1994). D'après les estimations de l'Organisation mondiale de la santé (OMS), entre 1988 et 1990 le sida a eu pour effet d'augmenter le taux de mortalité des 15-49 ans d'environ 10 % en moyenne. On s'attend à ce que cette augmentation soit de l'ordre de 40 % vers 1995, ce qui aurait pour conséquence de renverser la tendance à la baisse de la mortalité des adultes. Ces estimations sont basées sur des projections nationales, et non sur des données empiriques. Ainsi, dans de nombreuses zones urbaines on s'attend à un doublement, voire un triplement des taux de mortalité. Le sida est déjà la première cause de décès chez les adultes dans certaines villes d'Afrique sub-saharienne, comme Abidjan, la capitale de la Côte d'Ivoire (De Cock et Barrère, 1990).

L'épidémie de sida est apparue il y a environ dix ans (1983) en Afrique sub-saharienne, bien que les cas les plus anciens remontent à 1958 en Afrique centrale. En quelques années, l'épidémie est devenue le plus grave problème de santé publique auquel le continent ait à faire face. Cette épidémie aura des conséquences démographiques fortes, tant sur la mortalité que sur la dynamique des populations. Cependant, très peu d'études sont disponibles sur cette question, car il n'y a pratiquement pas de données publiées sur les tendances récentes de la mortalité en Afrique, surtout en ce qui concerne les jeunes adultes. Non seulement les données démographiques sont rares, mais elles sont insuffisamment analysées. Sans analyse des tendances précédentes de la mortalité, il est impossible de prévoir avec

¹ L'usage a transformé les initiales sida en un mot à part entière que nous utilisons ici comme tel.

précision les conséquences démographiques à court et moyen terme du sida en Afrique. Cette lacune est extrêmement gênante à la fois pour les chercheurs et pour les décideurs.

Nous faisons ici la synthèse d'une étude que nous venons de réaliser sur les tendances de la mortalité dans la ville d'Abidjan et leur bouleversement par l'arrivée du sida. Une étude similaire a été conduite dans deux autres capitales de l'Afrique de l'Ouest : Dakar et Ouagadougou (à paraître). L'étude d'Abidjan a été réalisée à la demande du bureau du United States agency for international development (USAID-REDSO) d'Abidjan, et doit beaucoup à l'initiative du Dr. Souleymane Barry. Elle a été conduite à l'École de santé publique de Harvard, par le département des Sciences de la population et de la santé internationale, dans le cadre du grand programme intitulé "*Data for decision making*", financé par l'USAID, en collaboration avec le réseau de recherche sur le sida pour l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique centrale, basé à Dakar, dirigé par le professeur Souleymane Mboup. L'étude d'Abidjan a été conduite en collaboration avec l'*Institut national de la statistique* de Côte d'Ivoire, et l'*Institut national de santé publique*.

Le présent ouvrage est une version traduite et adaptée du rapport initial rédigé en anglais (Garenne *et al.*, 1994a).

2. Buts de l'étude

Les conséquences socio-économiques du sida en Afrique de l'Ouest, maladie entraînant la mort prématurée d'individus dans leurs années les plus productives, sont encore mal perçues par les décideurs. Les données disponibles sur les taux de mortalité par sida sont rares du fait de la faiblesse des systèmes d'information sanitaires, du coût élevé de la mise en place de la surveillance épidémiologique du VIH et du sida dans les hôpitaux, et des faiblesses de l'infrastructure des soins médicaux. Une meilleure compréhension du phénomène peut cependant nous être fournie par l'exploration d'autres sources de données sur la mortalité, tel l'état civil, et le développement de méthodes simples de collecte sur le VIH, le sida, et la mortalité des enfants et des adultes. Dans la plupart des villes africaines la déclaration des décès à l'état civil est obligatoire, et nécessaire pour obtenir le permis d'inhumation. Ces certificats de décès contiennent des informations importantes, notamment les dates de naissances et de décès, le sexe, ainsi que la cause de décès, informations cruciales pour le suivi de la mortalité. Nous tentons ici d'utiliser toutes les informations concernant le décès pour développer une méthode simple, peu onéreuse et rapide d'évaluation des conséquences du sida sur la mortalité dans les villes africaines. Cette méthode consiste essentiellement à analyser en détail les tendances de la mortalité d'après les données de l'état civil et

à mettre cette information en relation avec les données sur les causes de décès dans les hôpitaux. L'hypothèse de base de la méthode est que tout écart sensible des taux de mortalité après le début de l'épidémie par rapport aux tendances précédentes, tout particulièrement dans le groupe d'âges 25-44 ans, peut être attribué au sida. Cette augmentation de la mortalité toutes causes confondues doit se retrouver dans un changement des causes des décès à l'hôpital.

De surcroît, cette étude nous donne des éléments d'évaluation du système actuel de déclaration des décès et de leurs causes, et nous permet de faire des propositions pour son amélioration. Un système d'information sanitaire efficace devrait aider les décideurs à mieux suivre la dynamique de l'épidémie et plus généralement les tendances de la mortalité, deux éléments importants de l'évaluation des performances de l'action sanitaire.

3. Plan de l'ouvrage

Huit chapitres retracent chacune des étapes de l'étude. Le premier chapitre présente l'information préalable sur l'infection à VIH en Côte d'Ivoire. Le chapitre 2 rassemble les sources des données démographiques d'Abidjan : les recensements qui fournissent les dénominateurs pour les taux, les enquêtes démographiques par sondage qui donnent une mesure pour l'évaluation de l'état civil, et le système d'état civil qui fournit les numérateurs. Le chapitre 3 analyse la complétude de l'état civil, critère fondamental pour la validité de l'étude. Le chapitre 4 analyse les tendances de la mortalité en Abidjan au cours de la période 1973-1992. Le chapitre 5 précise les différences observées selon le lieu de naissance, le lieu de résidence et la profession. L'analyse des changements de la structure des causes de décès, basée sur les données hospitalières, fait ensuite l'objet du chapitre 6. Le chapitre 7 compare ces résultats aux projections antérieures. Le chapitre 8, enfin, présente un modèle de rétro-calcul et propose une interprétation pour prévoir le futur de l'épidémie dans les prochaines années. L'ouvrage se termine par des conclusions et recommandations qui devraient être utiles pour l'action sanitaire et pour des recherches ultérieures. Le texte est illustré de nombreuses figures ; les tableaux détaillés contenant les données sur lesquelles elles sont fondées sont donnés en annexe.

Un rapport préliminaire fut présenté et discuté lors d'un séminaire organisé à Dakar du 13 au 15 septembre 1994. Le présent ouvrage bénéficie des améliorations apportées au rapport initial à la lumière des débats.



Figure 1. Localisation de l'étude : Abidjan et la Côte d'Ivoire

CHAPITRE 1

LE SIDA EN CÔTE D'IVOIRE

Le sida fut identifié comme un syndrome mortel aux États-Unis dès 1982, et fut reconnu comme dû à une maladie transmissible en 1983. Les deux virus causant le sida, le VIH-1 et le VIH-2, furent isolés en 1984 et 1986 respectivement. Dix ans plus tard, les VIH se retrouvent partout à travers le monde, mais sont tout particulièrement présents en Afrique sub-saharienne. Ce premier chapitre replace les principaux aspects épidémiologiques du sida dans le contexte de l'Afrique de l'Ouest et plus particulièrement de la Côte d'Ivoire.

1. Distribution du VIH-1 et du VIH-2 en Afrique de l'Ouest

Les deux virus du sida, le VIH-1 et le VIH-2, sont présents en Afrique de l'Ouest. Bien que le VIH-1 et le VIH-2 aient des périodes d'incubation différentes, les deux produisent la même maladie, le sida, qui mène rapidement au décès. En Côte d'Ivoire, on trouve des traces de l'infection à VIH-2 dès 1966 (Kawamura, 1988). Jusqu'au milieu des années 1980, c'était le VIH-2 qui prévalait dans ce pays, ce qui a trois importantes conséquences pour notre étude, car : (1) le VIH-2 se transmet moins facilement par voie sexuelle ; (2) il se transmet moins facilement par la voie materno-infantile ; et (3) sa période d'incubation est beaucoup plus longue que celle du VIH-1 (Essex et Kanki, 1994). Cependant, au cours des années récentes, le VIH-1 s'est répandu très vite et a supplanté le VIH-2. Bien que le VIH-2 soit présent dans la région depuis plus longtemps, le VIH-1 semble être désormais la cause de la majorité des cas de sida en Côte d'Ivoire, surtout en Abidjan. De plus, les cas de double infection (VIH-1 et VIH-2) sont fréquents. Ceci a été observé à la fois dans les études de population et parmi les malades hospitalisés. Dans une étude de séroprévalence de 1989, fondée sur un échantillon représentatif de la population de Côte d'Ivoire, 56 % des infections chez les séropositifs étaient dues au VIH-1 seul, 12 % aux deux virus VIH-1 et VIH-2, et 32 % au VIH-2 seul. Cette répartition entre les deux virus est différente de celle qu'on observe parmi les décès par sida, car le VIH-2 a une plus longue période d'incubation. Dans les deux principaux

hôpitaux d'Abidjan, 50 % des infections étaient dues à VIH-1 seul, 46 % à la combinaison VIH-1 et VIH-2 et seulement 4 % au VIH-2 seul (De Cock *et al.*, 1990). En Côte d'Ivoire, c'est donc le VIH-1 qui semble être responsable de la grande majorité (96 %) des décès.

2. Modes de transmission des VIH

Les modes de transmission les plus fréquents en Afrique sont : le contact sexuel (surtout hétérosexuel), la transmission périnatale (de la mère à l'enfant *in utero* ou pendant l'accouchement) et les transfusions sanguines. En Côte d'Ivoire, les cas de transmission par le lait maternel semblent assez rares (Piot *et al.*, 1994), alors que dans d'autres pays certaines études suggèrent que 15 % des enfants non infectés à la naissance l'auraient été par l'allaitement. Peu de données existent sur la transmission par des aiguilles contaminées utilisées pour des injections médicales ou par des instruments rituels de scarification ou de circoncision. La contamination de personne à personne par l'injection de drogues semble jouer un rôle très faible dans la transmission du VIH en Afrique sub-saharienne.

a) *Transmission hétérosexuelle*

La transmission hétérosexuelle est la première voie de transmission du VIH en Afrique (Mann *et al.*, 1993, p. 884). Elle semble être à l'origine d'environ 80 % des infections en Afrique (Piot *et al.*, 1994). Les personnes ayant de nombreux partenaires sexuels ont un risque supérieur aux autres, en particulier les prostituées et leurs clients. Les personnes souffrant d'autres maladies sexuellement transmissibles (MST) sont aussi à haut risque, en particulier dans le cas d'ulcères des organes génitaux, de gonorrhée, et d'infections par chlamydiae et par trichomonas. Ce profil des voies de transmission détermine la composition par sexe et âge de la population des personnes infectées, des cas de sida et des décès par sida. La prévalence de l'infection à VIH passe par un pic à 35-44 ans pour les hommes et à 25-34 ans pour les femmes (Mann *et al.*, 1993, p. 78). Il en va de même pour les cas de sida et les décès par sida.

b) *Transmission verticale (materno-infantile)*

La transmission materno-infantile est le second mode de transmission du VIH par ordre de fréquence en Afrique (Ryder, 1991), avec des taux de transmission

aussi élevés que 30 à 40 % (Essex *et al.*, 1994 ; Ryder, 1988 ; Lallemand, 1989). La transmission verticale est de l'ordre de 20 % aux États-Unis et en Europe. Parmi les facteurs qui aggravent en Afrique le risque de transmission verticale, on note surtout le degré d'immunosuppression de la mère, qui correspond à une plus forte virémie et à des ratios CD4/CD8 plus faibles (Lallemand, 1994). De plus, la présence de chorioamnionite peut compromettre la barrière placentaire et faciliter la transmission. La plupart des cas de transmission materno-infantile par VIH-1 semblent se produire lors du troisième trimestre de la grossesse (Ryder, 1994). Il est enfin probable que l'infection du nouveau-né en cours d'accouchement soit plus fréquente en Afrique et que la transmission post-natale par allaitement maternel, maintenant bien établie, ait une certaine ampleur. Les mères qui s'infectent elles-mêmes peu avant l'accouchement ou pendant la période d'allaitement semblent transmettre le virus VIH-1 plus facilement. L'efficacité de la transmission verticale varie de 24 % (Valleroy *et al.*, 1990) à 39 % (Ryder, 1989). Les estimations de la prévalence du VIH-1 chez les enfants de moins de un an sont approximativement égales au produit de la prévalence chez les femmes enceintes par la transmission verticale (Valleroy *et al.*, 1990).

La mortalité infantile des séropositifs est considérable (Lallemand *et al.*, 1994). En Afrique, les probabilités de décéder au cours des 12 ou des 18 premiers mois de la vie varient chez les séropositifs de 21 % à Kinshasa à 37 % à Brazzaville, à comparer à 19 % en France, 17 % dans une étude européenne, et 24 % à Miami, Floride. On sait peu de chose sur la survie des enfants allaités par des mères séropositives.

c) Transfusion sanguine

Le troisième mode de transmission important en Afrique est la transfusion sanguine. Les flacons de sang sont analysés depuis 1988 dans la plupart des pays de l'Afrique de l'Ouest ; ils sont vérifiés systématiquement depuis 1991. En Côte d'Ivoire, ils sont désormais considérés comme sûrs. Mais ceci n'était pas le cas au début de l'épidémie. En 1986, par exemple, 9,8 % des donneurs de sang étaient séropositifs en Côte d'Ivoire (Francis et Quinn, 1994, p. 238). Les transfusions sanguines sont fréquentes en obstétrique, ainsi que chez les enfants anémiés, en particulier dans les cas d'anémies palustres et d'anémies falciformes. Le premier cas de sida parmi les patients affectés par l'anémie falciforme recevant des transfusions sanguines a été rapporté en République Centrafricaine en 1984 (Izzia *et al.*, 1984). En Côte d'Ivoire, parmi 67 cas d'anémie falciforme ayant reçu plusieurs transfusions, 22 % étaient séropositifs (Francis et Quinn, 1994, p. 242). Au Zaïre, 47 % des enfants hospitalisés pour paludisme avaient reçu des transfusions et risquaient fort d'être infectés par le VIH (Greenberg *et al.*, 1988). Ils notaient une forte relation de dose-réponse entre le nombre de transfusions et le risque

d'infection par VIH parmi les enfants de 0-12 ans. Ainsi donc, les femmes ayant récemment accouché et les enfants ayant le paludisme ou l'anémie falciforme étaient vraisemblablement à haut risque d'infection VIH pendant la seconde partie de notre étude (1983-1992). En particulier, des enfants de 5-14 ans que l'on suppose souvent à l'abri du sida dans les pays développés, peuvent avoir été infectés par transfusion à l'occasion d'un épisode palustre ou en raison d'une anémie falciforme, deux maladies fréquemment traitées par la transfusion sanguine en Afrique de l'Ouest.

d) De la séropositivité à la maladie et à la mort

Les informations spécifiques concernant les estimations des taux de létalité et les infections opportunistes font défaut en Afrique de l'Ouest, mais on pense que cette sous-région a de nombreuses similarités avec ce qui est observé ailleurs en Afrique sub-saharienne. Ces caractéristiques sont présentées ci-dessous.

Dans les pays développés, les taux de passage de l'infection à VIH au sida (durée d'incubation) varient de 0 à 2 % au bout de 6 ans, 30 à 40 % au bout de 8 ans, 48 % au bout de 10 ans (Piot, 1987). Un taux médian de 51 % au bout de 10 ans a été rapporté. Le temps séparant le sida clinique du décès (durée de la maladie) semble plus court chez les patients Africains que chez les patients Européens ou Américains du nord. Mais la raison n'est pas biologique : c'est surtout le traitement qui est en cause, en particulier l'utilisation de la zidovudine et le traitement systématique des infections opportunistes dans le nord (Essex, 1994). Pour ses projections des cas de sida en Afrique sub-saharienne, James Chin (1991) estime que les probabilités cumulées de survie sont : 50 % dans l'année suivant le diagnostic, 20 % la seconde année, 5 % la troisième année et que tous sont décédés avant la fin de la quatrième année. Ces estimations varient en fonction de l'état de santé préalable du patient. Le taux très élevé de passage du sida au décès lors de la première année indique que le nombre de décès par sida doit être proche du nombre de cas de sida. Dans une phase épidémique où les cas doublent chaque année, et en supposant les taux de progression cités par James Chin, le rapport du nombre de décès au nombre de cas de sida serait de 0,7.

3. Infections opportunistes et causes de décès

On observe les mêmes infections opportunistes du VIH en Abidjan que dans le reste de monde (Nelson et Kalengayi, 1994). La connaissance de ces infections est importante pour le codage des causes immédiates de décès. Parmi les nombreuses

infections opportunistes du sida, en Afrique, les plus fréquentes sont : 1) les mycoses infectieuses, surtout chez les femmes, comme les candidoses ; 2) les infections mycobactériennes, surtout chez les hommes, en particulier la tuberculose ; 3) les infections bactériennes, en particulier les *staphylococcus aureus* et les *hemophilus-influenzae* ; 4) les parasitoses, comme les *pneumocystis carinii pneumonia (PCP)* ; 5) les infections virales, comme les infections par *cytomegalovirus*, l'herpès simplex, l'herpès zostère, et le *papillomavirus*.

On sait peu de choses sur la fréquence des infections terminales conduisant au décès parmi des malades africains du sida. Cependant, diverses études indiquent que les causes immédiates les plus fréquentes sont : les différentes maladies diarrhéiques, en particulier les diarrhées chroniques chez l'adulte, diverses formes de pneumonies, bien que la PCP semble moins prévalante en Afrique qu'en Amérique, les septicémies, et les encéphalites de diverses étiologies. Les méningites à cryptocoques sont présentes dans 19 % des cas au Zaïre, mais seulement dans 3 % des cas en Côte d'Ivoire. Les méningites d'autres étiologies semblent cependant fréquentes en Afrique. Certains auteurs mentionnent que les hépatites peuvent avoir un effet synergique avec le VIH. La toxoplasmose a aussi été souvent trouvée dans les autopsies en Afrique. Les maladies tropicales comme le paludisme et les filarioses ne semblent pas être des complications fréquentes du sida en Afrique (Nelson et Kalengayi, 1994).

La tuberculose (*Mycobacterium Tuberculosis*, ou TB) est souvent considérée comme l'infection opportuniste la plus fréquemment associée au sida en Afrique. En Côte d'Ivoire, la forte prévalence du VIH est associée avec une forte prévalence de l'infection mycobactérienne dans 30 à 50 % des cas de sida (Essex et Kanki, 1994 ; Lucas, 1991 ; McLeod, 1988). Au contraire, la pneumonie à pneumocystite *Carinii* (PCP), très fréquente dans les pays développés parmi les cas de sida (prévalence de 85 %) n'a été observée que dans 3 à 10 % des cas au Zaïre et en Côte d'Ivoire. Par contraste, de 24 % à 37 % des Africains ayant le sida examinés en Europe et aux États Unis avaient la PCP, ce qui suggère une différence de la distribution des parasites dans l'environnement plutôt qu'une susceptibilité génétique (Kreiss, 1990). Des études systématiques entreprises dans les milieux urbains de l'Afrique ont montré une forte prévalence de la tuberculose et une faible prévalence de la PCP dans la plupart des populations d'Afrique sub-saharienne (Ouattara *et al.*, 1990). Dans deux grandes études d'autopsies réalisées en Afrique parmi les personnes infectées par le VIH, la tuberculose était présente dans 85 % des cas au Zaïre et en Côte d'Ivoire (Nelson, 1993 ; Lucas, 1991). Dans une étude de 78 autopsies conduite à Abidjan en 1989, 40 % des cas avaient une forme disséminée (extrapulmonaire) de tuberculose, alors que la PCP était peu fréquente (Abouya *et al.*, 1992).

4. Définitions

L'étude de la mortalité par sida dans la population peut être conduite à trois niveaux :

- la mortalité des malades du sida proprement dit,
- la mortalité des séropositifs (personnes infectées par le VIH),
- la mortalité dans l'ensemble de la population (et notamment son changement par rapport aux tendances précédentes).

La séropositivité qui prouve l'existence de l'infection par le virus est détectée principalement au moyen de deux tests biologiques : le test ELISA et le test Western-Blot. Les tests ELISA, ou le *Particle Agglutination Test* (PA), sont utilisés comme diagnostic de première ligne, et ont une forte sensibilité (environ 98 %). Le test Western-Blot est utilisé comme test de vérification car il a une forte spécificité. Les deux sont requis pour confirmer un cas. Lorsque le test Western-Blot n'est pas disponible on utilise parfois un deuxième test du premier type (ELISA ou PA) pour confirmation.

La question des définitions du sida a été l'objet de nombreux débats. La définition la plus commune utilisée en Côte d'Ivoire est la définition de l'OMS, acceptée à Brazzaville en 1986, et la définition du *Center for disease control* (CDC), récemment révisée. En ce qui concerne cette étude, les cas de sida ont été en général définis comme des personnes séropositives en VIH-1 ou en VIH-2 (ou les deux) et qui, soit répondent aux critères de l'OMS, soit présentent le syndrome d'amaigrissement, comme définit en 1987 par le CDC (Mann *et al.*, 1992).

Pour cette étude on distinguera trois catégories de décès :

- **les décès par sida** : ce sont les décès de personnes malades du sida ;
- **les décès liés au VIH** : ce sont les décès parmi des personnes séropositives ;
- **les décès attribuables au sida** : ce sont des décès estimés essentiellement par différence entre les décès observés depuis le début de l'épidémie et les décès attendus estimés par extrapolation des tendances précédentes de la mortalité. On peut aussi estimer ces décès par différence de mortalité entre des populations séropositives et des populations séronégatives.

5. Études de séroprévalence en Côte d'Ivoire

Les deux premiers cas de sida en Côte d'Ivoire ont été déclarés à la fin de l'année 1985 (De Cock *et al.*, 1990 ; Piot *et al.*, 1994). Peu de temps après, un nombre important d'infections à VIH et de cas de sida était identifié dans les hôpitaux d'Abidjan. La Côte d'Ivoire est maintenant considérée comme un des pays les plus sévèrement touchés en Afrique sub-saharienne. En 1989, le taux de prévalence du sida était plus élevé en Abidjan que dans la ville de New York (De Cock *et al.*, 1990).

a) Population à risque et population totale

Deux types d'étude de séroprévalence ont été conduites en Côte d'Ivoire. D'une part, un certain nombre d'études a porté sur des groupes à risque, certains très spécifiques (prostituées, tuberculeux, porteurs de MST, prisonniers, etc), d'autres moins (femmes enceintes). De nombreuses études du premier type ont été conduites en Côte d'Ivoire (Denis *et al.*, 1987). D'autre part, le second type rassemble celles qui sont davantage représentatives de l'ensemble de la population. C'est le cas en particulier d'une étude conduite en 1989, sur un échantillon aléatoire d'environ 5 000 personnes, représentatif de la population tant urbaine que rurale hors Abidjan (Gershy-Damet *et al.*, 1991).

Les résultats de ces études spécifiques (tableau 1) montrent une forte séroprévalence dans les groupes à haut risque comme les prostituées (33 %), les prisonniers (20 %), les tuberculeux (15 %), et les personnes affectées par les maladies sexuellement transmissibles (MST : 24 % en 1990). Elle était évidemment plus faible dans l'ensemble de la population : 5,8 % dans l'enquête hors Abidjan en 1989, 3,8 % parmi les femmes enceintes, et 6,5 % parmi le personnel des prisons ou des hôtels. La séroprévalence VIH parmi les femmes enceintes est souvent considérée comme l'indicateur le plus représentatif du taux d'infection dans la population sexuellement active.

La prévalence du VIH a augmenté régulièrement au cours des années suivant la mise en évidence des premiers cas (tableau 1). Chez les femmes enceintes en milieu urbain, la séroprévalence a augmenté de 3,3 % en 1986 à près de 15 % en 1992 (Denis, 1992 ; Gershy-Damet, 1991).

Tableau 1. Évolution des taux de séroprévalence du VIH dans certaines populations spécifiques en Côte d'Ivoire, de 1986 à 1992* (pour cent)

Populations testées	Taux en pourcentage					
	1986	1987	1989	1990	1991	1992
<i>Groupes à risque</i>						
Prostituées	37,6	39,7	48,3	69,4		86,0
Tuberculeux	15,0	27,0	42,8	46,3	48,1	47,7
Patient MST (urbain)				24,0	30,0	28,0
<i>Population générale</i>						
Femmes enceintes, rural	3,3	5,9	8,0	8,0		
Femmes enceintes, urbain		10,0	9,3			16,2
Source : Rétro-CI, cité par le "Plan stratégique national de lutte contre le sida" et Gershy-Damet, 1991.						
* sauf en 1988, année pour laquelle il n'y a pas eu d'enquête.						

En Abidjan, la séroprévalence semble aussi élevée. En 1992, la séroprévalence parmi les femmes enceintes d'Abidjan est de 14,8 % pour le VIH-1 et 2,6 % pour le VIH-2, et respectivement de 62,5 % et de 27,8 % parmi les prostituées (tableau 2). Un tableau plus complet est donné en annexe A-2.

Tableau 2. Taux de séroprévalence des VIH-1 et VIH-2 chez les femmes enceintes et les prostituées, Abidjan (1990-1992)

Année	Populations testées	Taille de l'échantillon	Taux en %	
			VIH-1	VIH-2
1992	Femmes enceintes	547	14,8	2,6
1990	Prostituées	72	62,5	27,8
Source : U.S. census bureau.				

À ces taux élevés de séroprévalence observés dans les groupes à haut risque et dans la population fait écho la forte prévalence des cas de sida observée dans les hôpitaux du pays (De Cock *et al.*, 1989 ; De Cock *et al.*, 1990 ; Soro *et al.*, 1990).

b) Un échantillon représentatif de la population adulte

L'étude représentative de 1989 montre que l'infection VIH s'est répandue à travers toutes les régions de Côte d'Ivoire (Gershy-Damet *et al.*, 1991) : 8,3 % des adultes de la région sud (la plus proche d'Abidjan) étaient alors infectés par un des

VIH ou par les deux. Les niveaux d'infection variaient dans les autres régions, de 4,2 % dans l'ouest, 6,0 % dans le centre, 7,3 % dans l'est, la région la moins infectée étant le nord (2,2 %). Alors que le VIH-2 semblait plus présent dans la région centrale, la majorité des infections étaient dues au VIH-1 dans l'ensemble du pays (tableau 3).

L'échantillon de 1989 permet aussi d'avoir une mesure de la répartition par âge de l'infection. Celle-ci diffère beaucoup selon le sexe. Cela tient à une pratique assez générale en Côte d'Ivoire, comme dans le reste de l'Afrique sub-saharienne : les hommes d'âge mûr choisissent autant que possible des femmes jeunes pour les relations maritales et extra-maritales. En 1989, on observait ainsi un pic des infections à VIH à 25-34 ans chez les femmes et à 35-44 ans chez les hommes. Ces pics caractéristiques sont encore plus accusés en milieu urbain (figure 2).

Tableau 3. Taux de séroprévalence des VIH-1 et VIH-2 dans cinq régions de Côte d'Ivoire, d'après l'enquête représentative de 1989

Région	Effectifs testés	Proportions de séropositifs (%)			
		Total	VIH-1	VIH-2	VIH 1 et 2
Nord	585	2,2	1,7	0,5	0,0
Ouest	1160	4,2	2,0	1,8	0,4
Centre	1368	6,0	2,9	2,6	0,4
Est	824	7,3	4,6	1,6	1,1
Sud	962	8,3	5,0	2,0	1,4

Source : Gershy-Damet *et al.*, 1991.

Dans les groupes d'âges les plus jeunes, la séroprévalence était égale ou supérieure chez les femmes. Au-delà de 35 ans, la séroprévalence était bien plus élevée chez les hommes, et le niveau de séroprévalence restait fort jusqu'à 55-64 ans, âges au-delà desquels les taux masculin et féminin redeviennent comparables. À 35-54 ans, le taux de séroprévalence était 5 fois plus élevé chez les hommes que chez les femmes en milieu urbain, et 3 fois en milieu rural. Cette distribution de la prévalence du VIH va vraisemblablement évoluer avec l'épidémie, les taux de prévalence ayant tendance à augmenter avec le temps, avec l'âge et à s'égaliser entre les sexes.

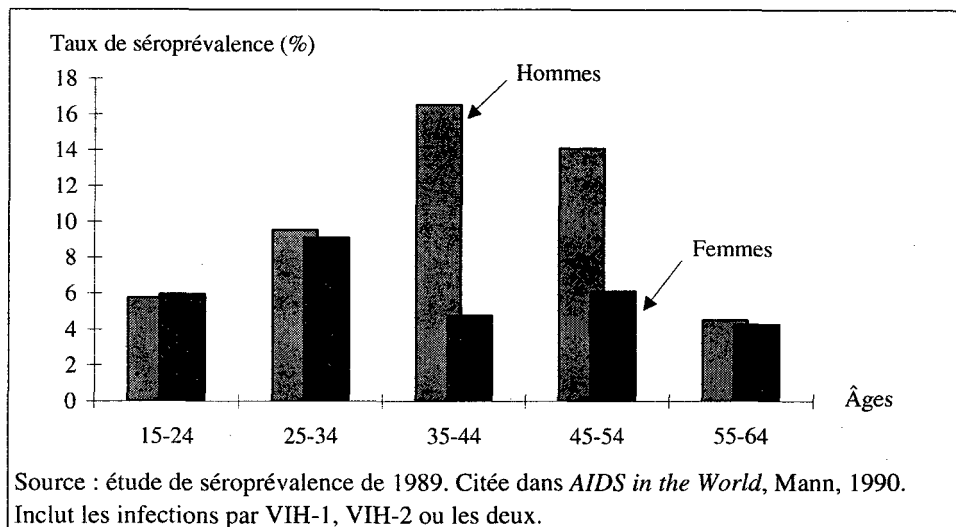


Figure 2. Taux de séroprévalence du VIH en milieu urbain selon le sexe, en Côte d'Ivoire, 1989

6. Nombre de cas de sida déclarés en Côte d'Ivoire depuis l'origine

Depuis les deux premiers cas de sida déclarés en décembre 1985, on assiste à une augmentation quasi exponentielle des cas (tableau 4). La majorité d'entre eux a été diagnostiquée en Abidjan, principalement dans les deux hôpitaux de Treichville et de Cocody.

Tableau 4. Nombre de cas de sida et de décès par sida déclarés en Côte d'Ivoire, 1985-1992

Année	Nombre de cas annuels	Cumul depuis 1985
1985	2	2
1986	118	120
1987	466	586
1988	1 193	1 779
1989	1 930	3 709
1990	3 189	6 898
1991	3 894	10 792
1992	3 863	14 655

Source : Ministère de la Santé, 1993.

7. Les décès par sida dans les hôpitaux d'Abidjan : les travaux de Kevin De Cock *et al.*

L'essentiel de ce que l'on sait sur la mortalité par sida en Abidjan provient du travail de Kevin De Cock et de ses collègues (projet Rétro-CI, hôpital de Treichville, Abidjan).

a) *Étude des admissions*

Ces chercheurs ont étudié les admissions dans les services de médecine des deux principaux hôpitaux d'Abidjan (Treichville et Cocody). Les services incluaient ceux des *maladies infectieuses, pneumo-phtysiologie, médecine interne, dermatologie et neurologie*. Les admissions ont été enregistrées pendant 84 jours consécutifs dans l'hôpital de Treichville et pendant 38 jours dans celui de Cocody, toutes entre juillet et novembre 1988. L'étude a fait l'objet de deux principales publications, l'une portant sur 1 715 admissions (De Cock *et al.*, 1990), et l'autre sur un sous-échantillon de 1 501 admissions (De Cock *et al.*, 1989).

Dans une autre étude, les mêmes auteurs ont comparé les admissions et les décès observés dans les départements de médecine à ceux des départements de chirurgie au cours des périodes de 1983 à 1988.

b) *Étude des cadavres*

Kevin De Cock et ses collègues ont par ailleurs étudié la séropositivité des cadavres d'adultes (âgés de 15 ans et plus) déposés à la morgue de ces deux hôpitaux. Leur étude inclut les cadavres adultes remis pendant une période de 62 jours dans l'hôpital de Treichville (décembre 1988 à janvier 1989), et pendant une période de 43 jours dans l'hôpital de Cocody (avril à mai 1989). Ensemble, ces deux morgues regroupent environ 60 % des décès d'adultes d'Abidjan. Tous les corps des patients décédés à l'hôpital ainsi que tous ceux qui, après un décès hors de l'hôpital nécessitent une autopsie, y sont déposés. Prélèvements sanguins et tests de séropositivité ont été effectués sur tous ces cadavres et les dossiers cliniques ont été systématiquement analysés. Les cas ont été classés en sida ou non sida d'après les critères suivants :

- 1) séropositivité au VIH,
- 2) pas d'autres causes de décès évidente (telle que hypertension etc.) que le sida,
- 3) au moins deux critères majeurs selon la classification de l'OMS, ou un critère majeur et un critère mineur, ou le sarcome de Kaposi (parmi les critères majeurs, on trouve la tuberculose pulmonaire) ; ou bien,
- 4) une des causes suivantes de décès inscrite : sida, rétrovirose, amaigrissement, pneumonie, diarrhée chronique, tuberculose extra-pulmonaire.

c) Étude de l'état civil

Kevin De Cock *et al.* ont aussi analysé les décès déclarés à l'état civil d'Abidjan en 1983 et en 1988. Pour l'année 1983, tous les décès déclarés dans les 10 centres d'état civil d'Abidjan ont été étudiés. Pour l'année 1988, seul un échantillon d'un décès sur quatre a été retenu. Les mort-nés n'ont pas été comptés, et les décès d'âge inconnu et de sexe indéterminé ont été éliminés de l'analyse finale. En 1983, 7 700 décès ont été identifiés ; en 1988, 2 168 décès ont été identifiés (plus 141 mort-nés et 34 cas incomplets), ce qui, extrapolé, représentait 8 672 décès, sur un total de 9 374 enregistrements figurant dans les registres de la ville pour 1988.

Les auteurs ont aussi appariés les décès des hôpitaux de Treichville et de Cocody avec les registres de l'état civil selon le nom de la personne décédée. Après appariement, 70 % des décès adultes ayant eu lieu dans les hôpitaux ont été retrouvés dans les registres de l'état civil, mais seulement 22 % des décès d'enfants. Ces chiffres ne rendent probablement pas compte de la réalité. En effet, d'une part il est difficile de retrouver les noms sur des registres dans de telles circonstances et d'autre part on ne peut pas être certain que tous les décès ont été déclarés dans le centre d'état civil le plus proche de l'hôpital, comme cela est recommandé. Cependant, il est vraisemblable qu'une proportion non négligeable de décès ne soient pas enregistrés à l'état civil, et que cette proportion soit nettement plus élevée pour les enfants que pour les adultes (voir chapitre 3). Malheureusement, Kevin De Cock *et al.* n'ont pas publié le détail selon le sexe et l'âge.

Les résultats de toutes ces études sont particulièrement utiles, et ils seront abondamment utilisés ici pour la validation de l'analyse des données de l'état civil et de l'hôpital.

d) Prévalence du VIH et du sida dans les hôpitaux

L'analyse de Kevin De Cock *et al.* des admissions de 1988 montrait que 41 % des malades adultes étaient infectés (43 % à Treichville et 28 % à Cocody) (tableau 5). La plupart des cas étaient infectés par le VIH-1 (96 %). Parmi ceux-ci, 265 remplissaient les critères de définition du sida (18 % des admissions). Le taux de mortalité hospitalière (décès / admissions) était beaucoup plus élevé chez les malades ayant le sida (36 %) que chez les malades séronégatifs (14 %). Il était aussi plus élevé chez les séropositifs n'ayant pas encore le sida (30 %) que chez les séronégatifs. Cependant, ces résultats doivent être nuancés car faute d'appariement selon la pathologie, ils sont difficiles à interpréter. Le sida était la cause de décès de 33 % des décès chez les adultes de ces services (37 % des décès masculins et 21 % des décès féminins). Bien que non représentatives de l'ensemble des décès de l'hôpital, ces données indiquent néanmoins que le sida était déjà en 1988 une cause majeure de mortalité des adultes en Abidjan.

Tableau 5. Fréquence de l'infection à VIH et du sida et mortalité par sida chez les malades des hôpitaux d'Abidjan en 1988

Indicateurs	Sexe masculin		Sexe féminin		Ensemble	
	%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs
Séropositifs / admissions	47	467/994	28	140/494	41	607/1488
cas de sida / admissions	22	218/994	9	45/491	18	263/1485
Décès / admissions	21	208/994	13	63/494	18	271/1488
Décès par sida / total décès	37	76/208	21	13/63	33	89/271
Décès par sida / cas de sida	35	76/218	29	13/45	34	89/263

Source : De Cock *et al.*, 1989.

Tableau 6. Taux de prévalence du VIH et du sida parmi les cadavres d'adultes, Abidjan 1988-1989

Indicateurs	Sexe masculin		Sexe féminin		Ensemble	
	%	Effectifs	%	Effectifs	%	Effectifs
VIH / cadavre	41	197/480	32	69/218	38	266/698
cas de sida / cadavre (cause de décès connue)	16	70/436	15	28/193	16	98/629

Source : De Cock *et al.*, 1991.

L'étude des cadavres confirme ces résultats. Sur les 698 cadavres adultes étudiés en 1988-1989, 41 % des cadavres masculins et 32 % des cadavres féminins étaient infectés par le VIH (tableau 6). De plus, 15 % des décès adultes masculins et 13 % des décès adultes féminins étaient dus au sida. Le sida était déjà à cette date la première cause de décès chez les hommes adultes et la seconde cause, après les décès maternels, chez les femmes adultes.

e) Augmentation des taux de mortalité

L'étude des admissions dans les hôpitaux d'Abidjan montre aussi une augmentation de la mortalité entre 1983 et 1988. Dans les deux hôpitaux considérés ensemble, alors que le nombre de décès par admission est resté stable de 1983 à 1988 dans les services de chirurgie et de neurologie, il a augmenté dans les services de médecine, de 57 % pour les hommes et de 94 % pour les femmes. L'augmentation la plus forte a été observée dans les services de pneumophysiologie, de maladies infectieuses et de médecine interne, services qui accueillent en majorité les malades séropositifs et les sidéens. Cette augmentation de la mortalité hospitalière était décelable dès 1986 pour les hommes comme pour les femmes.

On retrouve une semblable augmentation de la mortalité quand on compare les décès déclarés à l'état civil en 1983 et en 1988 (tableau 7). On ne peut malheureusement pas analyser avec précision la tendance puisqu'on ne dispose que de deux points (1983 et 1988). Cependant, on note une forte augmentation des taux de mortalité chez les hommes de 20 ans et plus (+ 49 %) et chez les femmes de 30 ans et plus (+ 33 %), malgré une forte diminution de la mortalité chez les enfants (- 44 % à 0-9 ans pour les deux sexes confondus).

Tableau 7. Augmentation (en %) des taux de mortalité par groupes d'âges de 1983 à 1988, d'après les décès enregistrés à l'état civil d'Abidjan

Groupes d'âges	Sexe masculin (%)	Sexe féminin (%)
0-9 ans	- 43	- 45
10-19 ans	- 22	- 41
20-29 ans	+ 49	- 30
30-39 ans	+ 90	+ 26
40-49 ans	+ 36	+ 50
50 ans et plus	+ 48	+ 17
Total	+ 7	- 25

Source : De Cock *et al.*, 1991.

f) Répartition par âge des décès par sida

La répartition par sexe et âge des décès par sida varie selon la source des données. Dans l'étude hospitalière, l'accroissement relatif des taux de mortalité était le plus élevé pour les hommes de 20-29 ans et 30-39 ans et pour les femmes de 20-29 ans (figure 3).

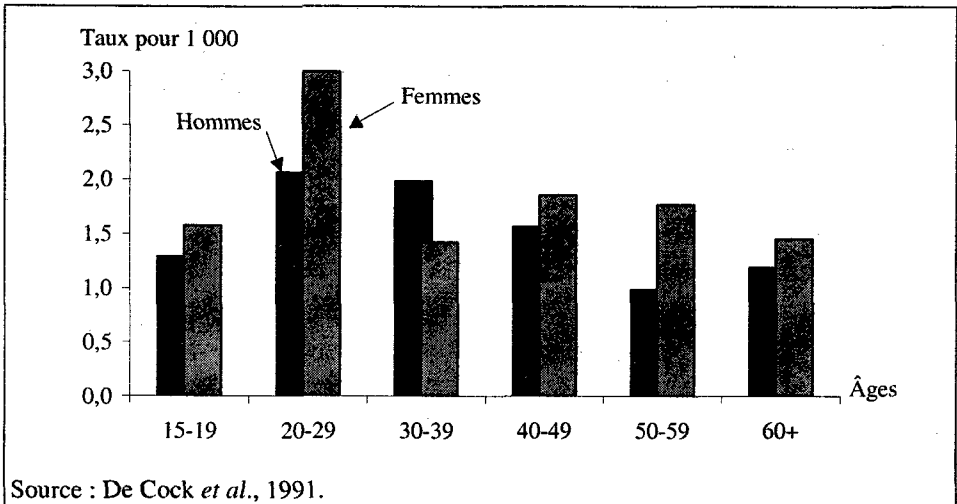


Figure 3. Accroissement relatif des taux de mortalité hospitalière par sexe et âge, de 1983 à 1988, hôpitaux d'Abidjan

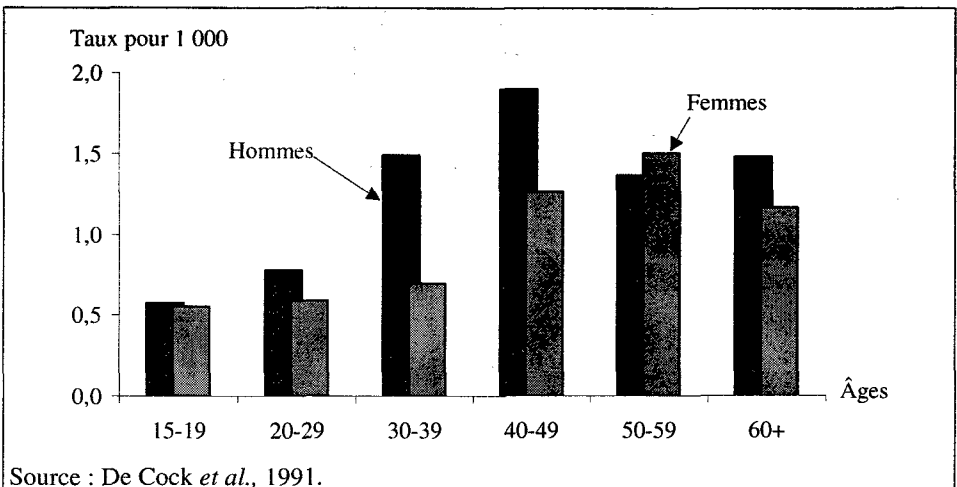


Figure 4. Accroissement relatif des taux de mortalité dans la population, par sexe et âge, de 1983 à 1988, état civil d'Abidjan

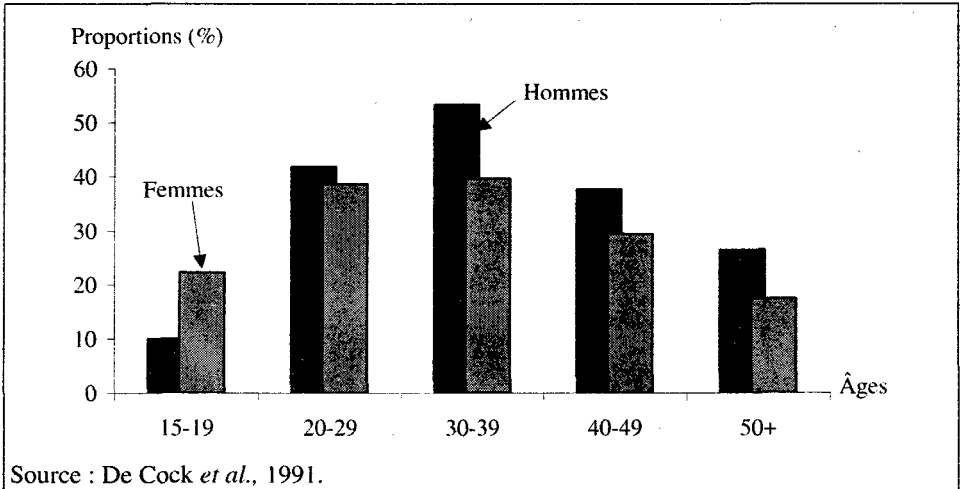


Figure 5. Proportions (%) de cadavres séropositifs, selon le sexe et l'âge, hôpitaux d'Abidjan 1988-1989

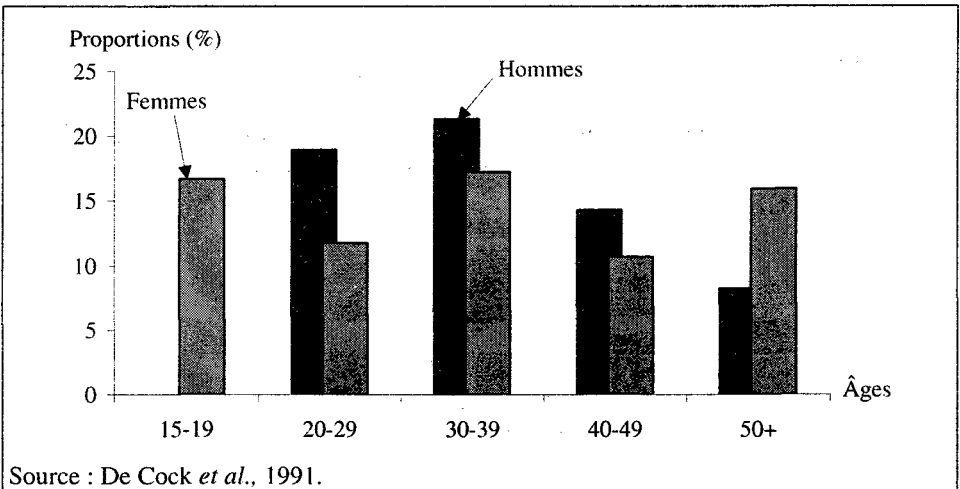


Figure 6. Proportions (%) de décès dus au sida parmi les cadavres selon le sexe et l'âge, hôpitaux d'Abidjan 1988-1989

Dans l'étude des cadavres, le pic était à 30-39 ans pour les deux sexes, comme pour la mortalité des séropositifs et celle des sidéens. Quant aux données de l'état civil, elles suggèrent plutôt un schéma différent : l'augmentation relative des taux de mortalité était la plus élevée à l'âge de 50-59 ans parmi les femmes et à l'âge 40-49 ans parmi les hommes (figures 3, 4, 5 et 6).

g) Différences par sexe

Toutes les études mentionnées soulignent de larges différences d'incidence et de mortalité entre les sexes (tableau 8). Parmi les admissions à l'hôpital, le rapport de masculinité des cas de sida était de 4,8 et le rapport de masculinité des décès par sida était de 5,8. Cependant, ces rapports étaient plus faibles dans l'étude des cadavres. Ici encore on se doit de juger ces résultats avec prudence car les biais de recrutement sont nombreux et peuvent avoir une forte influence. Dans l'étude des cadavres, le rapport de masculinité des décès était comparable à celui de la population (chapitre 2). Le fait que les études basées sur des populations révèlent une plus faible différence entre les sexes renforce cette observation. La différence entre les sexes change aussi lorsque l'épidémie vieillit. Le rapport de masculinité peut être de 6 hommes pour 1 femme au début de l'épidémie (milieu des années 1980), et peut retomber à 1 pour 1, dix ans plus tard. Du fait de la longue période de latence du VIH, la composition par âge des cas de sida est le résultat de complexes interactions, que viennent encore compliquer les caractéristiques du VIH-1.

Tableau 8. Rapports de masculinité pour différents indicateurs ayant trait au sida parmi les adultes, Abidjan (1983-1989)

Indicateurs	Sexe Masculin (1)	Sexe Féminin (2)	Rapport de masculinité (1)/(2)
<i>Admissions (1988)</i>			
- nombre de cas de sida	218	45	4,8
- nombre de décès par sida	76	13	5,8
<i>Étude des cadavres (1988-1989)</i>			
- nombre de cas de sida	197	69	2,9
- nombre de décès par sida	70	28	2,5
<i>Hôpital (1983-1988)</i>			
- nombre de décès attribuables au sida	398	127	2,3
<i>État civil (1983-1988)</i>			
- nombre de décès attribuables au sida	3 331	1 164	2,9
<i>Population (1988)</i>			
- survivant, âge 15+			1,2
- décès, âge 15+			3,4

Source : De Cock *et al.*, 1991a et 1991b.

h) Conséquences démographiques du sida

Les données de Kevin De Cock *et al.* fournissent plusieurs estimations de l'influence du sida dans la mortalité adulte en Abidjan en 1988-1989. L'augmentation de la mortalité hospitalière et l'augmentation des taux de la mortalité dans la population donnent une mesure de la mortalité attribuable au sida. La proportion de cadavres séropositifs et la proportion de décès par sida pour ceux dont on connaît la cause de décès donnent une idée de l'importance des décès liés au VIH ou des décès liés au sida. Le tableau 9 compare ces différentes estimations pour chaque sexe séparément. L'ordre de grandeur de ces indications de la prévalence du sida varie peu. Cependant, ces indications ne sont pas toutes équivalentes. On pouvait s'attendre à trouver des valeurs plus faibles pour les décès "par sida" et les décès "liés au VIH", puisque le critère de séropositivité est nécessaire pour la définition du sida. Les données sur les décès "attribuables au sida" sont moins régulières. Elles comparent deux années : 1983 et 1988, et donc sont sensibles aux fluctuations aléatoires ou réelles de décès. On verra plus loin que les estimations des décès "attribuables au sida" basées sur une analyse des tendances sont en fait beaucoup plus stables qu'il ne paraît ici (chapitre 4). On a vu plus haut que les structures par âge des décès variaient, en particulier entre les estimations basées sur la population et celles basées sur les données hospitalières. Les estimations des décès "liés au VIH" ou des décès "par sida" sont presque toujours plus fortes pour les hommes que pour les femmes. Cependant ce n'est pas le cas pour les décès "attribuables au sida". Ceci souligne une nouvelle fois la nécessité de prudence avant de tirer des conclusions sur l'incidence du sida sur la mortalité adulte à partir de données hospitalières ou de données partielles.

Tableau 9. Rôle du sida dans la mortalité en Abidjan, 1988-1989, selon diverses sources (proportions (%) des décès adultes "attribuables au sida", "liés au VIH" ou "par sida")

Groupes d'âges	Sexe féminin				Sexe masculin			
	Proportions attribuables au sida		Proportions liées au VIH	Proportions par sida	Proportions attribuables au sida		Proportions liées au VIH	Proportions par sida
	Population (%)	Hôpital (%)	VIH (%)	sida (%)	Population (%)	Hôpital (%)	VIH (%)	sida (%)
20-29 ans	44	67	39	12	33	51	42	19
30-39 ans	21	29	40	17	47	49	53	21
40-49 ans	33	46	29	11	27	36	38	14
50 et plus	14	43	17	16	32	-2	26	8

Sources : De Cock *et al.*, 1991a et 1991b.

i) Estimation de l'incidence du sida dans la population

On peut extrapoler les proportions de décès par sida observés parmi les décès de cause connue pour estimer l'incidence du sida dans l'ensemble de la population. Les calculs indiquent que 388 décès masculins et 158 décès féminins par sida pouvaient être attendus en Abidjan en 1988, ce qui correspond à des taux de mortalité par sida de 66 pour 100 000 hommes de 15 ans et plus et de 31 pour 100 000 femmes de 15 ans et plus. Dans la population adulte, la mortalité par sida serait alors de 1,4 pour mille par année, ce qui est supérieur aux estimations faites pour Kinshasa, les migrants haïtiens aux USA, et les hommes de la ville de New York (tableau 10).

Tableau 10. Estimations minimales du taux de mortalité par sida dans quatre populations

Population	Taux de mortalité annuel (pour mille)
Abidjan : masculin	1,45
Kinshasa	0,55-1,00
Haïtiens migrants aux É-U	1,01
Ville de New York : masculin	1,10
Source : De Cock <i>et al.</i> , 1990.	

j) Pays d'origine

Parmi les décès se produisant à l'hôpital, 21 pays d'origine étaient représentés. 33 % des 1 421 malades dont le pays de naissance était connu étaient nés hors de Côte d'Ivoire. Une plus grande proportion de cas de sida était diagnostiquée chez les malades nés hors de Côte d'Ivoire que chez les malades nés en Côte d'Ivoire (tableau 11). Cependant, ces données qui ne distinguent ni le sexe ni l'âge doivent être considérées avec prudence.

Tableau 11. Proportion de décès par sida dans les hôpitaux d'Abidjan, selon le lieu de naissance

Lieu de naissance	Décès dus au sida	Total des décès	Proportion (%)
Hors de Côte d'Ivoire	109	463	23
En Côte d'Ivoire	143	953	15
Source : De Cock <i>et al.</i> , 1990.			

k) Discussion

Les principaux problèmes relatifs à ces études hospitalières sont les biais de sélection, les fortes différences par sexe et âge entre malades ayant le sida, et le manque de sensibilité de la définition du sida clinique. Par exemple, les biais de sélection peuvent être forts si les femmes nées à l'extérieur de la ville quittent la ville lorsqu'elles deviennent très malades. Ceci pourrait produire une forte sous-estimation des groupes à haut risque. On pourrait analyser ce biais en étudiant les taux de migration de ces groupes à risque. L'imprécision de la définition du sida clinique est par ailleurs un handicap sérieux pour les comparaisons entre les décès "attribuables au VIH" et les décès "dus au sida".

8. Conclusion

Nombre d'indications laissent à penser que le poids épidémiologique du sida était élevé en Abidjan dès 1988. L'extrapolation de l'incidence du sida chez les hommes adultes était supérieure aux estimations dans des populations très touchées, comme la population masculine des villes de New York et de Kinshasa, ou celle des migrants haïtiens aux États-Unis. Dès 1988 le sida était la première cause de mortalité adulte chez les hommes et la seconde cause après les causes maternelles chez les femmes.

L'épidémie de sida est devenue visible en Abidjan dès 1986, et le nombre de cas déclarés a rapidement augmenté de 1986 à 1991. En 1991, celui-ci était de 3,3 fois supérieur à celui de 1988. Cependant, en 1992 le nombre de nouveaux cas de sida diagnostiqués était légèrement inférieur à celui de 1991.

Dans les deux principaux hôpitaux d'Abidjan en 1988, 18 % des adultes admis dans les services de médecine avaient le sida, et le sida était la cause de 33 % des décès d'adultes dans les mêmes services. Ces données sous-estiment probablement l'incidence du sida dans la mortalité, car certains malades ayant le sida peuvent avoir été hospitalisés dans d'autres services, dans d'autres hôpitaux et cliniques, ou être décédés hors des structures hospitalières ou en dehors de la ville.

L'influence du sida sur la mortalité en 1988 était particulièrement forte aux âges adultes, même au-delà de 50 ans, et pour les deux sexes. Elle était plus forte à 30-39 ans pour les deux sexes. Dans ce groupe d'âges, la mortalité semblait avoir augmenté de 98 % pour les hommes et de 42 % pour les femmes depuis 1983. Le sida représentait 21 % des décès masculins et 17 % des décès féminins. En général, l'influence du sida semblait plus forte pour les hommes que pour les femmes, bien

qu'il y ait des exceptions. En particulier, l'augmentation relative des taux de mortalité à 20-29 ans semblait plus forte pour les femmes.

L'augmentation relative du rapport de masculinité avec l'âge des cas de sida suggère que l'infection a pu se transmettre d'un groupe d'hommes plus âgés à un groupe plus restreint de jeunes femmes, et réciproquement. Cette observation revient souvent dans la littérature sur le sida.

Les données sur le sida pédiatrique sont rares en Abidjan. Étant donné la forte prévalence du sida chez les jeunes femmes, on peut s'attendre à ce que le sida devienne rapidement une importante cause de décès chez les nourrissons et chez les jeunes enfants. On a aussi observé des cas d'infection à VIH chez des enfants transfusés pour cause d'anémie palustre ou d'anémie falciforme.

Les cas de sida enregistrés à l'hôpital le sont en fonction de la définition officielle du sida. On sait que cette définition est assez spécifique, mais qu'elle a une faible sensibilité. Les estimations de la mortalité par sida fondées sur ces enregistrements sont donc vraisemblablement sous-estimées.

Les hospitalisés séropositifs ont une mortalité plus élevée que les hospitalisés non infectés, même s'ils ne vérifient pas tous les critères de l'OMS ou du CDC pour le sida. La proportion de cadavres séropositifs observés dans les hôpitaux d'Abidjan en 1988 était 2 fois et demi supérieure à la proportion de ceux qui remplissaient tous les critères du sida, ce qui montre que les définitions officielles sont peu sensibles, et confirme l'observation de sous-estimation du phénomène.

CHAPITRE 2

LA POPULATION D'ABIDJAN

Comme beaucoup de grandes villes africaines, Abidjan est de création récente. Un ouvrage, consacré à l'urbanisation d'Abidjan, retrace l'histoire de la ville dans ses moindres détails (Antoine *et al.*, 1987). Avant la colonisation, le site d'Abidjan était occupé par des villages de pêcheurs, situés sur les deux côtés de la lagune, près du rivage océanique (figure 1). La colonie de Côte d'Ivoire fut créée en 1893. De 1893 à 1899 la capitale de la colonie fut d'abord Grand Bassam, une petite ville située sur le bord de mer à environ 30 kms d'Abidjan, puis Bingerville (depuis 1900), une autre ville à proximité mais située sur la lagune. Les premiers lotissements de ce qui est maintenant Abidjan furent autorisés en 1903, sur le site de Port Bouët, et en 1904 sur le Plateau. Ces premières installations furent rapidement suivies d'une première infrastructure administrative (poste, police, armée, hôpital, etc.), et dès 1907, d'un bureau d'état civil. Abidjan a connu une croissance rapide comme centre administratif et commercial lorsque la voie ferrée venant du nord fut achevée (1906). La voie ferrée traversait la forêt dense du sud du pays et permettait à la fois le transport des produits agricoles du nord, des bois de la forêt, et celui des travailleurs migrants. En 1934, Abidjan devint la capitale de la colonie de Côte d'Ivoire, bien qu'à cette date elle ne fut encore qu'une petite ville d'environ 17 000 personnes. Ce n'est qu'après la seconde guerre mondiale qu'Abidjan prit un essor considérable, surtout après la mise en service de son port en eau profonde (1950).

1. Taille de la population

On peut suivre l'évolution de la population d'Abidjan grâce aux recensements administratifs conduits chaque année pour des raisons fiscales. Bien qu'incomplets, ils donnent une idée de la rapidité de sa croissance. Par la suite, trois recensements démographiques ont été conduits en Côte d'Ivoire, qui fournissent des données précises sur la taille et la composition par sexe et âge de la population : en 1955, 1975 et 1988. De plus, une enquête démographique à passages répétés a porté, en

1978-1979, sur un échantillon représentatif d'à peu près 2,5 % de la population d'Abidjan (Antoine et Herry, 1982 ; Antoine *et al.*, 1987).

La petite ville de 1 400 personnes de 1912 est devenue une grande métropole de près de 1 million d'habitants en 1975 et de près de 2 millions d'habitants en 1988 (figure 7, tableau A-1). Le taux annuel de croissance de sa population a été très rapide de 1912 à 1934 (+ 11,3 % en moyenne), ainsi que de 1934 à 1975 (+ 9,7 % en moyenne), mais plus faible lors de la période récente de 1975 à 1985 (+ 5,5 % en moyenne). Cette croissance rapide est due dans une large mesure aux intenses mouvements migratoires, qui se sont superposés à une forte croissance naturelle.

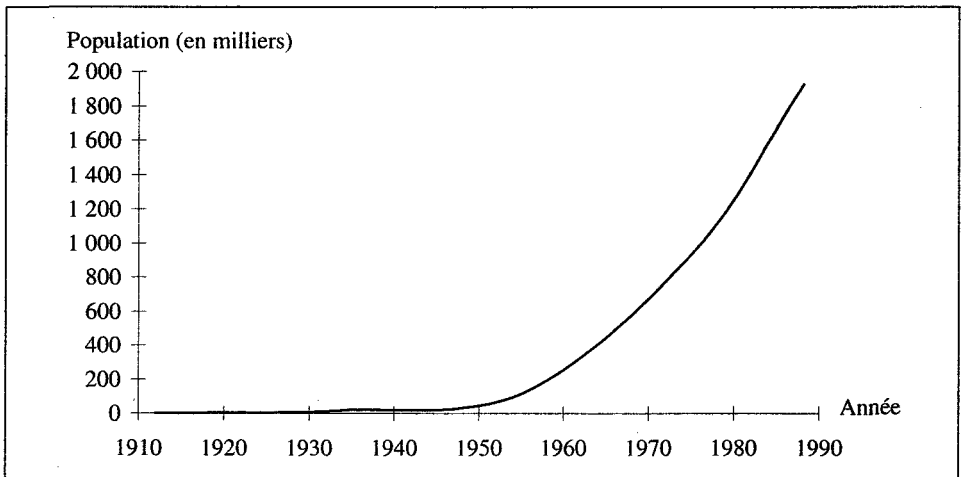


Figure 7. Évolution de la population d'Abidjan, 1912-1988

2. Répartition par âge

Les flux massifs de migrations, en majorité de jeunes hommes, ont produit de fortes irrégularités dans la structure par sexe et âge de la population. Ces irrégularités ont d'importantes conséquences pour cette étude : elles affectent les dénominateurs des taux de mortalité et ont des implications dans l'application des modèles démographiques.

Les figures 8a à 8d montrent l'évolution des structures par sexe et âge de la population ("pyramide des âges") à travers les trois recensements démographiques

et l'enquête à passages répétés (EPR) de 1978-79 (voir ci-dessous section 7 pour la présentation de l'enquête). En 1955, la population était dominée par les jeunes adultes. Les hommes et les femmes de 15-29 ans formaient 42 % de la population totale. Il y avait 3,6 fois plus d'hommes de 25-29 ans que de garçons de 10-14 ans. Avec le temps, cette prédominance des jeunes adultes a eu tendance à s'estomper, du fait de la forte reproduction naturelle de la population, du fait du déplacement de ces cohortes très larges vers le sommet de la pyramide par vieillissement naturel et probablement du fait d'une réduction de l'immigration vers la ville des jeunes adultes. Cependant, en 1988, la proportion des jeunes adultes reste importante. La proportion des 15-29 ans était encore de 39 % en 1975 et de 34 % en 1988. La structure par âge de la population au moment de l'enquête de 1978-1979 se situait entre celle du recensement de 1975 et celle du recensement de 1988. Aucune de ces populations ne peut évidemment être considérée comme stable (au sens démographique du terme), malgré une certaine tendance à la stabilisation dans la période récente. Cependant, la structure par âge est assez régulière au delà de 20 ans pour permettre l'utilisation de modèles d'estimation de la complétude de l'enregistrement des décès à l'état civil (chapitre 3, section 4).

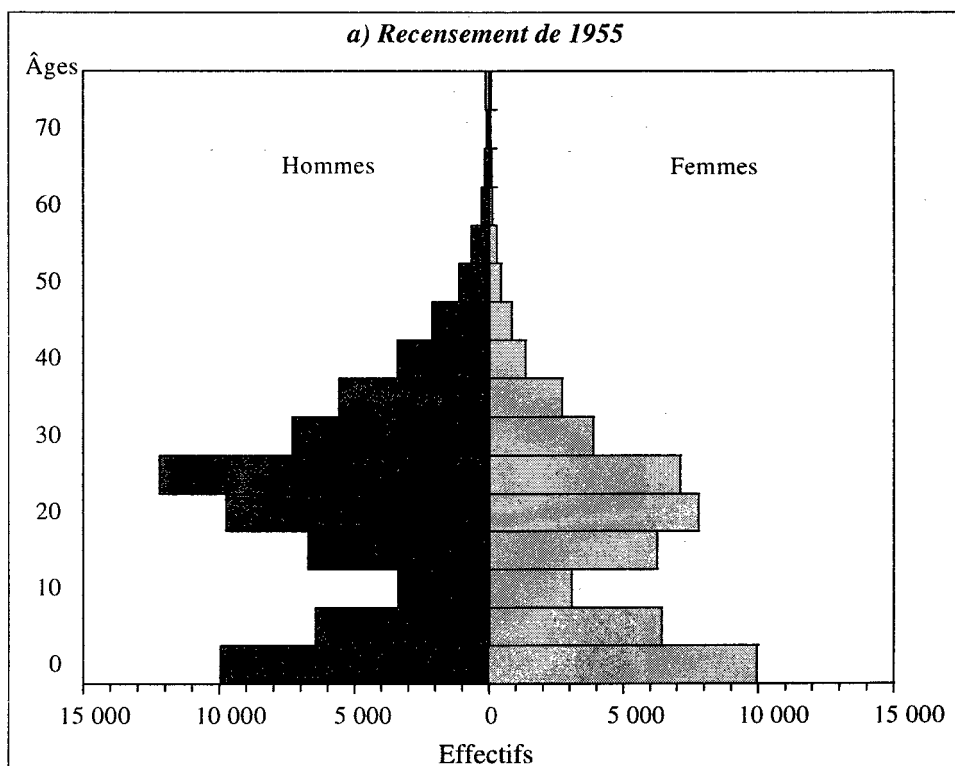


Figure 8. Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988

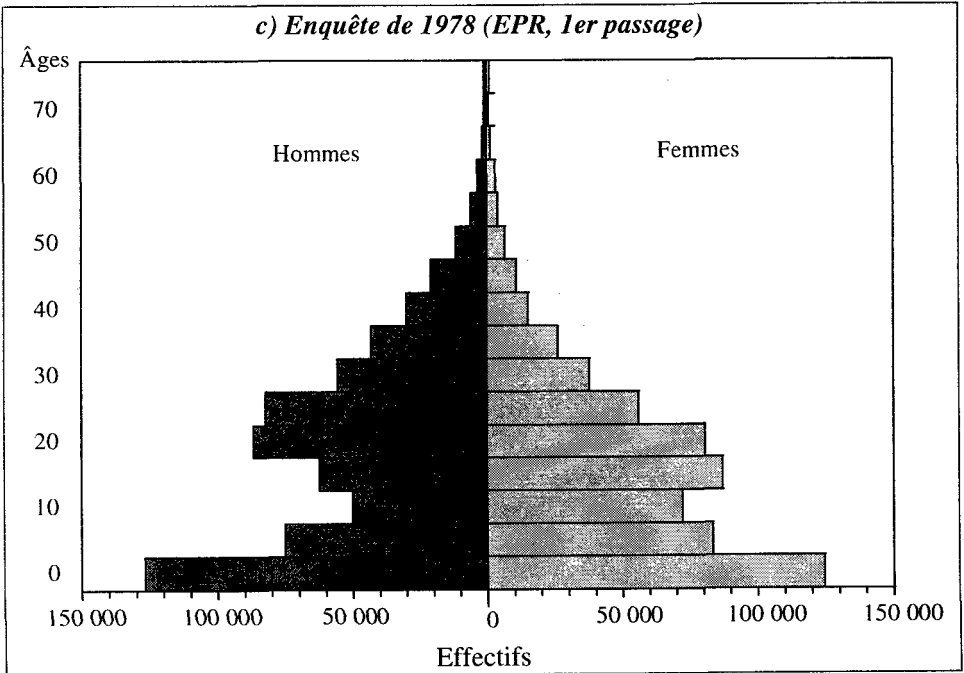
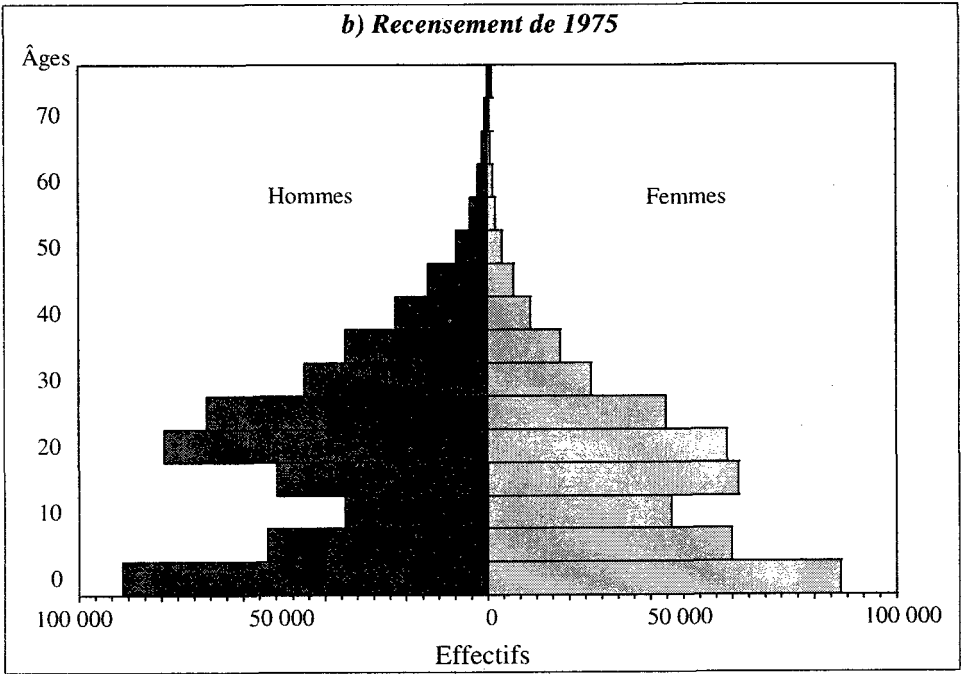


Figure 8 (suite). Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988

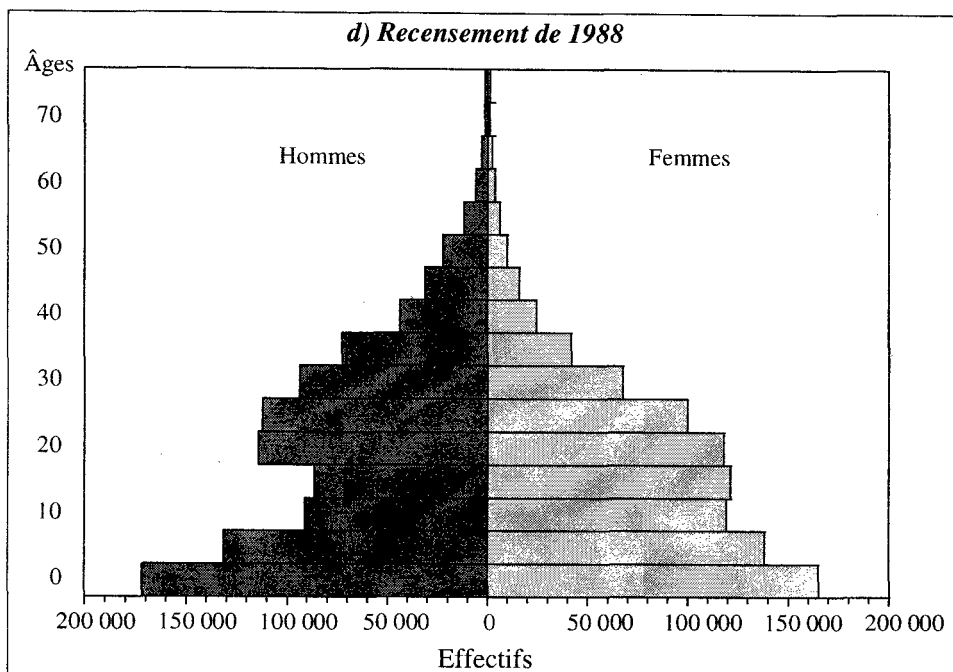


Figure 8 (suite). Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988

3. Rapports de masculinité

Du fait de la prédominance des migrations des jeunes hommes, les individus de sexe masculin forment la majorité de la population d'Abidjan (figures 8a à 8d, tableau A-2). Ce déséquilibre entre les sexes est très fort en 1955 (rapport de masculinité de 138 hommes pour 100 femmes), et tend à diminuer avec le temps (121 en 1975 et 106 en 1988). Ce changement dans les rapports de masculinité s'explique par l'importance des jeunes enfants nés à Abidjan, par la réduction de l'immigration masculine et par l'augmentation relative de l'immigration féminine.

L'extraordinaire structure par sexe de la ville d'Abidjan est encore plus frappante lorsqu'elle est analysée par âge. Le rapport de masculinité par âge (nombre d'hommes pour 100 femmes du même âge) passe par un maximum aux alentours de 50 ans aux trois recensements (figure 9, tableau A-3). Au recensement de 1955, le rapport de masculinité est proche de 100 entre la naissance et l'âge de 19 ans, puis atteint un record de 253 à 45-49 ans, avant de décliner aux âges plus élevés. Le rapport de masculinité reste cependant largement supérieur à 100 aux

âges élevés, et est de 169 à 75-79 ans. Depuis, ce profil par âge n'a guère évolué, mais le niveau de masculinité a sensiblement diminué.

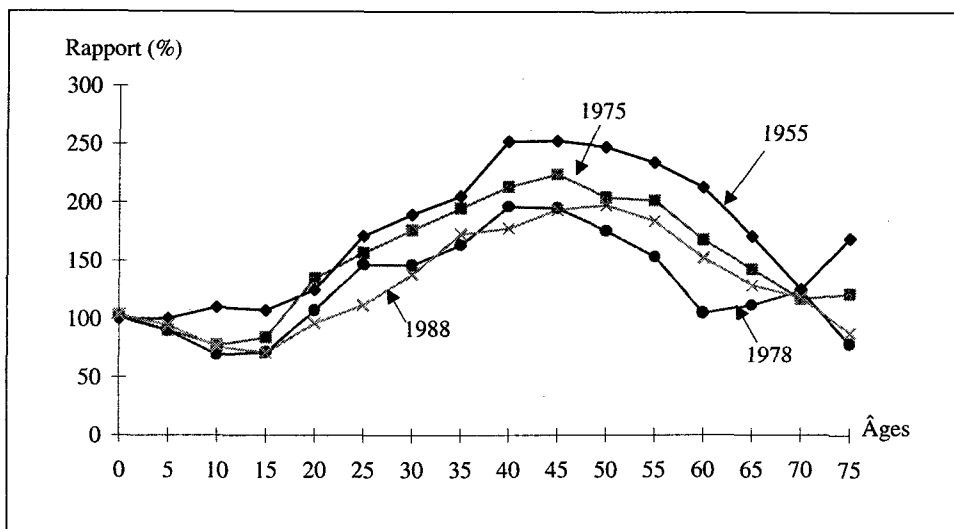


Figure 9. Rapports de masculinité par âge de la population d'Abidjan, en 1955, 1975, 1978 et 1988

On peut néanmoins noter deux évolutions notables avec les derniers recensements et l'EPR. D'abord, les rapports de masculinité ont sensiblement diminué aux jeunes âges (5-9 ans et 10-14 ans), ce qui est surprenant. Le rapport de masculinité a également beaucoup diminué à 15-19 ans (71). Ceci est probablement dû à une forte immigration de très jeunes filles qui sont souvent employées comme bonnes dans la ville. La seconde différence notable est que les rapports de masculinité aux âges élevés (75 ans et plus) sont nettement plus faibles qu'en 1955. Ceci correspond mieux à ce qui est attendu, et c'est le recensement de 1955 qui apparaît ici comme anormal. Sans exclure tout à fait qu'il puisse correspondre en partie à la réalité, l'explication la plus plausible est un mauvais enregistrement des âges en 1955. Le fait que les rapports de masculinité par âge à l'EPR ne se situent pas toujours entre ceux de 1975 et ceux de 1988 peut s'expliquer par des fluctuations aléatoires. Il peut aussi s'être produit des biais de sélection, ou des variations résultant des méthodes différentes d'estimation de l'âge. Mais, au-delà de ces nuances, ces quatre sources de données restent globalement cohérentes, et décrivent bien l'évolution générale de la composition par sexe et âge de la population d'Abidjan entre 1955 et 1988.

4. Taux de croissance par âge

Puisque la composition par sexe et âge de la population d'Abidjan a changé, c'est que les taux de croissance de la population varient selon l'âge. Il est important d'estimer ces taux de croissance par âge pour retracer année par année l'évolution de la composition de la population, ainsi que pour évaluer la complétude de l'enregistrement des décès (chapitre 3).

De 1975 à 1988, les taux de croissance par âge sont en général plus élevés pour les femmes que pour les hommes, sauf avant 15 ans où ils sont approximativement égaux pour les deux sexes (figure 10, tableau 12). Cette plus forte croissance de la population féminine suggère une plus forte immigration de femmes que d'hommes. Ceci constitue un changement majeur dans la pratique de la migration par rapport aux périodes antérieures, où l'on observait le contraire chez les jeunes adultes. Entre 1955 et 1975 le taux de croissance du groupe d'âges 20-24 ans était de 105 pour 1 000 chez les hommes et de 91 pour 1 000 chez les femmes. C'est d'ailleurs ce qui explique les forts rapports de masculinité observés aux premiers recensements. Mais, en conséquence, cela a créé un large marché pour le mariage et pour l'amour vénal, attirant ainsi un grand nombre de jeunes femmes vers Abidjan. Et c'est ainsi que le taux de croissance de la population féminine en est venu à dépasser celui de la population masculine.

Le taux de croissance de la population masculine à 20-24 ans s'est considérablement ralenti. Entre 1975 et 1988, il a été à peine plus élevé que le taux de croissance naturel. Si ces données sont comparées aux taux de croissance des mêmes cohortes entre 1955 et 1975 (environ 108 pour 1 000), cette faible valeur observée suggère une émigration nette des jeunes hommes d'Abidjan au cours de la période 1975-1988.

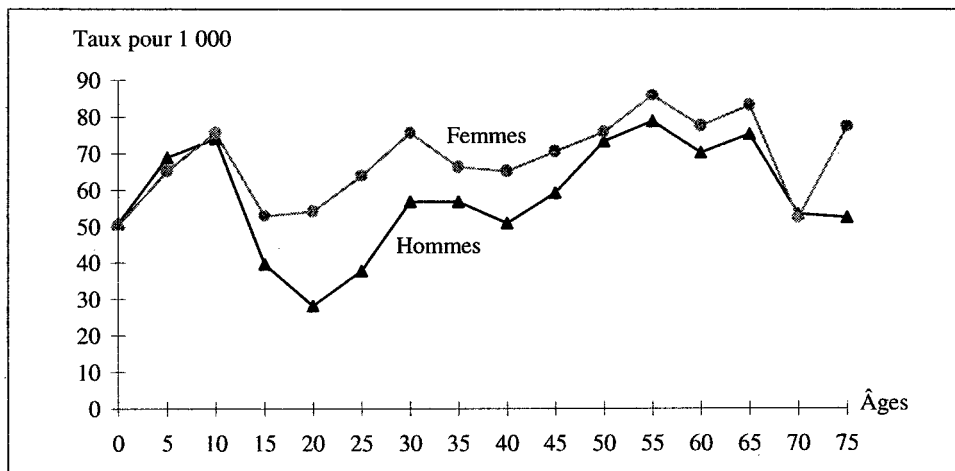


Figure 10. Taux de croissance par âge de la population d'Abidjan 1975-1988 (pour 1 000)

5. Migrations

On ne possède qu'une information limitée sur les migrations nettes vers Abidjan entre 1973 et 1992, et pratiquement rien sur les flux migratoires. La source la plus fiable est l'information sur le lieu de naissance recueillie lors des recensements démographiques et de l'enquête par sondage. Les jeunes adultes ont migré vers Abidjan depuis la création de la ville. Les premiers migrants arrivèrent d'abord des zones rurales de Côte d'Ivoire, puis des pays voisins plus pauvres, en particulier du Burkina Faso et du Mali, reliés par train à Abidjan, ainsi que de Guinée et du Ghana, et d'autres pays d'Afrique de l'Ouest (Antoine *et al.*, 1987).

D'après l'EPR, en 1978, environ neuf résidents sur dix étaient nés hors d'Abidjan (Antoine *et al.*, 1987). Au recensement de 1975, 42 % de la population d'Abidjan était née à l'étranger. Parmi les étrangers, plus de la moitié provenaient du Burkina Faso ou du Mali (figure 11). En 1975, les Burkinabè représentaient 16,5 % de la population totale, les Maliens 8,8 %, les Nigériens 2,6 %, les Guinéens 2,2 %, et les Ghanéens 1,7 %. D'autres ressortissants d'Afrique de l'Ouest venaient du Bénin, du Sénégal, du Niger et du Togo. Il y avait aussi une petite minorité de non africains, en particulier des Libanais, des Français, et d'autres Européens. Les migrants d'origine ivoirienne venaient de tous les départements du pays, en particulier de Bouaké (23 %), de Gagnoa (11 %), et de Dimbokro (9 %) (figure 12).

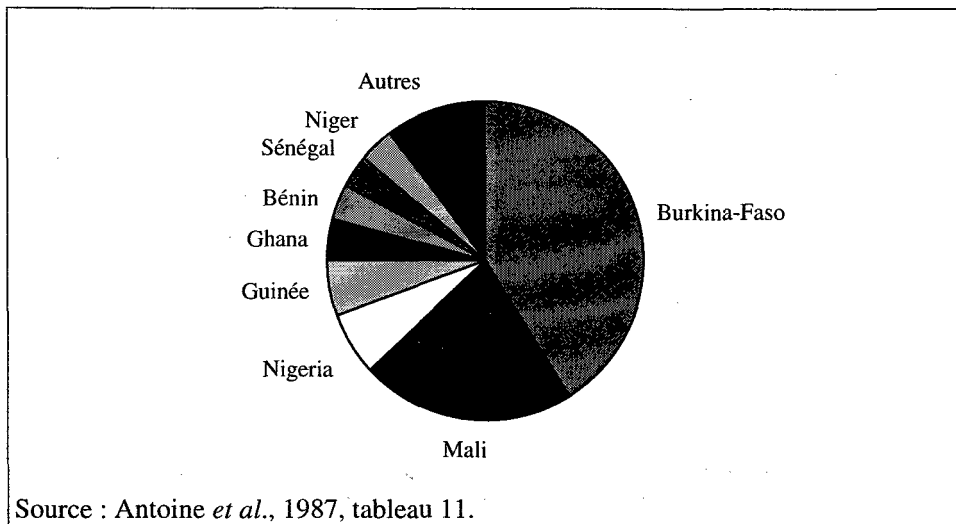


Figure 11. Répartition des immigrants étrangers résidant en Abidjan selon le pays d'origine, recensement de 1975

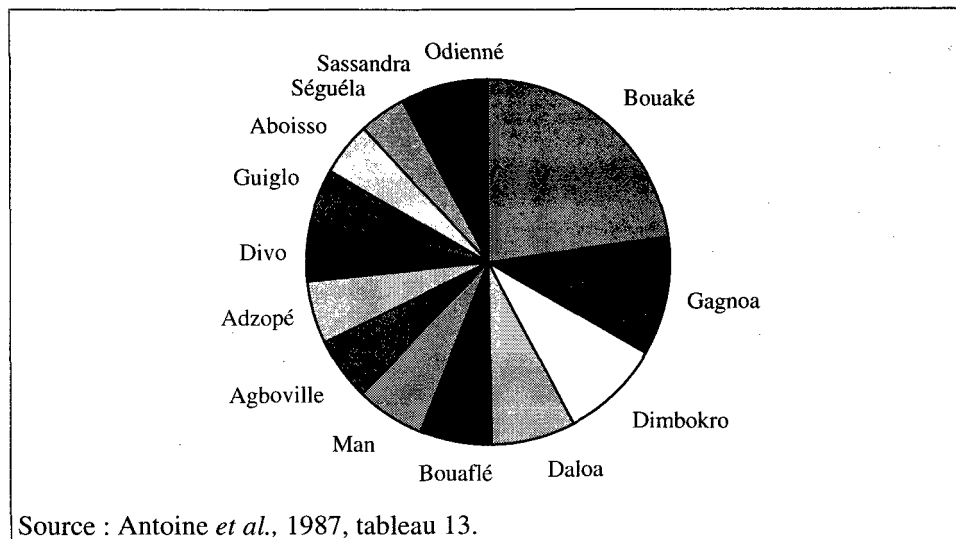


Figure 12. Répartition des immigrants ivoiriens résidant en Abidjan selon la région d'origine, recensement de 1975

Le recensement de 1988 incluait une question sur la résidence l'année précédente (mars 1987), ce qui en théorie peut permettre d'évaluer les migrations

des 12 derniers mois (mars 1987 à février 1988). Cependant, l'analyse de ces données est très limitée en ce qui concerne Abidjan, et jusque-là l'analyse a porté essentiellement sur les flux migratoires entre les 10 régions du pays (INS, 1992). De plus, ces données ne fournissent que les flux d'immigration vers Abidjan, et par sommation les flux d'émigration à partir d'Abidjan qui arrivent dans les autres régions du pays, mais pas ceux qui arrivent dans les pays étrangers. Malheureusement, il n'y a pas de tabulation des flux migratoires selon le sexe et l'âge, deux éléments importants pour cette analyse. Néanmoins, on peut essayer de reconstituer les composantes annuelles de la croissance de la population d'Abidjan, à partir des diverses pièces du puzzle (tableau 12).

Tableau 12. Essai de reconstitution des composantes de la croissance de la population d'Abidjan, 1987-1988

	Effectifs	Taux pour 1 000	Sexe masculin	Sexe féminin	Ratio M/F	Déclarés à l'état civil	% omis à l'état civil
Pop. au 1/7/87	1 854 640		955 866	898 774	1,06		
Pop. au 1/7/88	1 961 531		1 006 240	955 291	1,05		
Accroissement total	106 891	56,0	50 374	56 517	0,89		
Naissances	92 228	48,3	47 238	44 990	1,05	78 921	14,4
Décès	10 314	5,4	7 004	3 310	2,12	8 968	13,1
Immigrants	110 941	58,1	54 329	56 612	0,96		
Émigrants	85 964	45,1	44 189	41 775	1,06		

La population au 1er juillet de 1987 et de 1988 a été calculée comme précisé dans la section suivante. Les naissances et les décès déclarés à l'état civil ont été corrigés pour compenser la sous-déclaration mise en évidence par l'EPR de 1978-1979. Les données sur l'immigration sont obtenues à partir des arrivées des 12 derniers mois au recensement de 1988, en sommant les immigrants nationaux (83 201) et les immigrants étrangers (27 740), puis en appliquant un rapport de masculinité publié par le recensement (INS, 1992, p. 76-77). Les données d'émigration sont obtenues par différence. Les nombres semblent réalistes, et sont concordants avec d'autres observations. En particulier la croissance de la population féminine est supérieure à celle de la population masculine. La différence entre les deux s'explique pour les trois quarts par un excès de migrations nettes chez les femmes (à la fois plus d'immigration et moins d'émigration), et pour le quart par l'accroissement naturel (mortalité plus faible chez les femmes). Certes, ces données ne sont qu'indicatives, mais elles révèlent les flux massifs d'immigration féminines

vers Abidjan, surtout à partir des autres régions du pays, ainsi que les forts taux de migrations de retour chez les hommes. Malheureusement, ces données ne sont pas disponibles par âge et on ne peut pas poursuivre plus loin l'analyse.

6. Reconstruction de la population d'Abidjan de 1973 à 1992

Afin de calculer les taux de mortalité par âge, il est nécessaire de disposer d'estimations annuelles de la population par sexe et âge. C'est ce que nous avons fait pour la période allant de 1973 à 1992. Aucune hypothèse simple ne peut être faite pour Abidjan : la population n'est pas stable, et les taux de mortalité et de natalité ne sont pas connus. C'est pourquoi on a choisi d'utiliser les deux sources d'information fiables : le recensement de 1975 et celui de 1988.

La population d'Abidjan a été reconstituée au 1er juillet de chaque année, de 1973 à 1992, par sexe et âge. L'hypothèse utilisée pour cette reconstitution a été la constance des taux de croissance par sexe et âge, au niveau moyen observé entre les recensements de 1975 et de 1988. La population d'âge inconnu a été distribuée proportionnellement entre chaque groupe d'âges pour chaque sexe. La population du recensement de 1975 a été projetée au 1er juillet 1975, et celle du recensement de 1988 au 1er juillet 1988. Les autres années ont été interpolées ou extrapolées par simple régression log-linéaire. Les résultats de ces calculs apparaissent dans le tableau A-5. Ces projections retracent assez bien l'évolution de la structure par sexe et âge. Les données des recensements fournissent la structure par groupe d'âges de 5 ans : de 0-4 ans à 70-74 ans, et 75 ans et plus. Les moins de 5 ans ont ensuite été éclatés en deux groupes (0 et 1-4 ans), en supposant une proportion constante (23,2 %) de moins de 1 an parmi les moins de 5 ans, proportion qui a été obtenue en faisant l'hypothèse d'une population stable, d'un taux de croissance de 5,1 % l'an (taux observé pour le groupe d'âges 0-4 ans entre les deux recensements) et d'une table de mortalité correspondant au modèle général pour les pays en développement avec une espérance de vie de 55 ans (United Nations, 1983).

7. Estimations de la mortalité par l'EPR de 1978-1979

L'EPR a été conduite en 1978-1979, sur la base d'un échantillon national représentatif. Abidjan y était assez largement représentée pour permettre une analyse spécifique. L'EPR utilisait la technique standard des enquêtes à passages répétés, avec un premier recensement et un enregistrement des événements par deux

passages successifs à 6 mois d'intervalle. Son objectif principal était les migrations et l'habitat, mais elle incluait aussi l'enregistrement des naissances et des décès, le tout sur une période de 12 mois séparant le premier passage du troisième (Antoine et Herry, 1980).

Les données publiées dans le rapport final permettent d'établir une table de mortalité pour la population ivoirienne. Les calculs détaillés sont présentés dans le tableau A-6. L'espérance de vie à la naissance était de 60,2 ans pour les hommes et de 63,0 ans pour les femmes (tableau 13). La mortalité infantile était de 53 pour 1 000 et la probabilité de décès entre la naissance et le cinquième anniversaire (${}_5q_0$) de 93 pour 1 000, avec peu de différence entre les sexes. On doit cependant utiliser ces chiffres avec prudence car ils sont basés sur de petits effectifs (environ 300 décès au total, tous âges confondus).

**Tableau 13. Estimations de la mortalité d'après l'EPR, Abidjan, 1978
(Population ivoirienne)**

Indicateurs	Sexe masculin	Sexe féminin	Deux sexes
<i>Espérance de vie, en année</i>			
- à la naissance	60,2	63,0	61,6
- à 15 ans	51,7	55,2	53,4
<i>Quotients de mortalité, pour 1 000</i>			
- ${}_1q_0$	60	47	53
- ${}_5q_0$	92	93	92
- ${}_{45}q_{15}$	208	228	218
Source : Antoine et Herry, 1982 et tableau A-6.			

L'EPR a aussi enregistré les histoires génésiques complètes des femmes en âge de procréer. Cela permet le calcul d'estimations indirectes de la mortalité des enfants. Pour ce calcul, le modèle d'Asie du Sud, semble ici le plus approprié (voir ci-dessous). La figure 13 illustre ces résultats. Ces données montrent un fort déclin de la mortalité des enfants. La probabilité de décéder entre 0 et 5 ans était estimée à 138 pour 1 000 vers 1975 (d'après le groupe d'âges 20-24 ans) mais à 214 pour 1 000 vers l'année 1963 (d'après le groupe d'âges 45-49 ans). Ceci correspond à une augmentation de l'espérance de vie de 51 ans en 1963 à 60 ans en 1975. Ces données sont cohérentes avec l'observation directe des naissances et décès de la période des 12 mois d'enquête. Elles doivent cependant être considérées avec prudence, car ces estimations indirectes sont difficiles à dater précisément dans un contexte de baisse rapide de la mortalité. De plus, elles ne prennent en compte que

la population ivoirienne, et non l'ensemble de la population. De plus, elles incluent certainement des décès d'enfants survenus hors d'Abidjan avant que leurs mères n'aient migré vers la ville. Comme on observe en général une mortalité plus forte dans les zones périphériques que dans la capitale, ces valeurs, probablement surestimées même pour la population ivoirienne d'Abidjan, ne sont donc pas équivalentes aux taux de mortalité de la population résidente d'Abidjan.

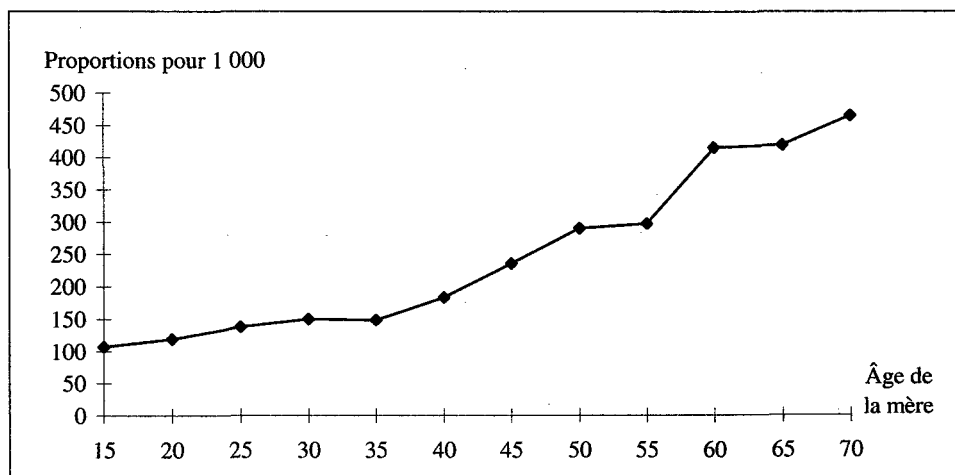


Figure 13. Proportion d'enfants décédés selon l'âge de la mère, Abidjan, EPR 1978

8. Conclusion

La croissance de la population d'Abidjan a été très rapide, à un taux de près de 10 % l'an avant 1975, et de près de 5 % par la suite. Cette forte croissance n'a été rendue possible que par des flux massifs d'immigrants, surtout des jeunes adultes, en provenance des villes secondaires et des zones rurales de la Côte d'Ivoire ainsi que des pays voisins, surtout le Burkina Faso et le Mali. Ces migrants étaient en majorité de sexe masculin avant 1975, mais depuis il semble que les jeunes femmes arrivent en plus grand nombre que les hommes vers la ville. Il est aussi possible que les jeunes hommes aient commencé à quitter la ville après 1975.

Ces flux migratoires ont créé de fortes perturbations dans la structure par sexe et âge de la population. Le déséquilibre entre les sexes, très prononcé en 1955, a

tendu à diminuer depuis, comme le montrent les recensements suivants et l'enquête de 1978-1979. De même, en 1955, les jeunes adultes étaient sur-représentés dans la population mais depuis, leur proportion a eu tendance à diminuer. Il reste cependant, encore aujourd'hui, d'importantes distorsions. La forte proportion de jeunes adultes sexuellement actifs et le déséquilibre entre les sexes en faveur des hommes ont créé une situation très favorable à la transmission des maladies sexuellement transmissibles (MST) et notamment du sida.

L'information disponible sur la mortalité en Abidjan est très limitée. Hormis un essai d'utilisation des données de l'état civil de 1974-1976 et du recensement de 1975 (Zanou, 1984), la seule table de mortalité disponible provient de l'EPR de 1978-1979, basée sur 12 mois d'observation auprès d'un échantillon de la population ivoirienne de la ville (300 décès). L'espérance de vie est estimée à 62 ans en 1978. Les estimations indirectes fondées sur les histoires des maternités suggèrent une forte diminution de la mortalité des enfants. En comparant les deux types d'information, ${}_5q_0$, la probabilité de décéder entre 0 et 5 ans dans la population ivoirienne, semble avoir diminué de 214 pour 1 000 au début des années 1960 à 138 pour 1 000 au début des années 1970 et à 92 pour 1 000 en 1978. Ces estimations sont compatibles avec les estimations de l'espérance de vie, et seront utilisées pour comparer les estimations directes faites à partir de l'état civil (chapitre 4, section 2).

CHAPITRE 3

ESTIMATION DE LA COMPLÉTUDE DE L'ENREGISTREMENT DES DÉCÈS EN ABIDJAN

1. Bref historique de l'état civil

L'enregistrement des faits de l'état civil en Abidjan commence dès 1907 pour la population européenne mais seulement en 1925 pour la population africaine. Après l'indépendance (1960), une loi de 1964² généralise pour la première fois à l'ensemble de la population ivoirienne l'obligation de déclarer à l'état civil des naissances, des décès et des mariages dans un délai de 15 jours. De nouveaux formulaires furent introduits à cette époque et qui sont toujours utilisés. On se reportera, pour une description plus complète de l'état civil d'Abidjan, à la thèse de Benjamin Zanou (1984).

Le centre principal d'état civil, situé à la mairie du Plateau dans le centre ville, a ouvert ses portes en 1907. En 1965, quatre autres centres existaient : Adjamé, Cocody, Treichville et Port-Bouët (figure 14). Depuis, cinq autres centres ont encore été créés : Koumassi (1978), Yopougon (1979), Abobo, Attecoube et Marcory (1981). On trouve maintenant un centre secondaire d'état civil dans chacune des 10 communes du Grand-Abidjan. Les archives du centre principal et des centres secondaires sont bien conservées, elles sont pratiquement complètes, et disponibles pour la recherche.

² Loi n°64-374 du 7 octobre 1964.

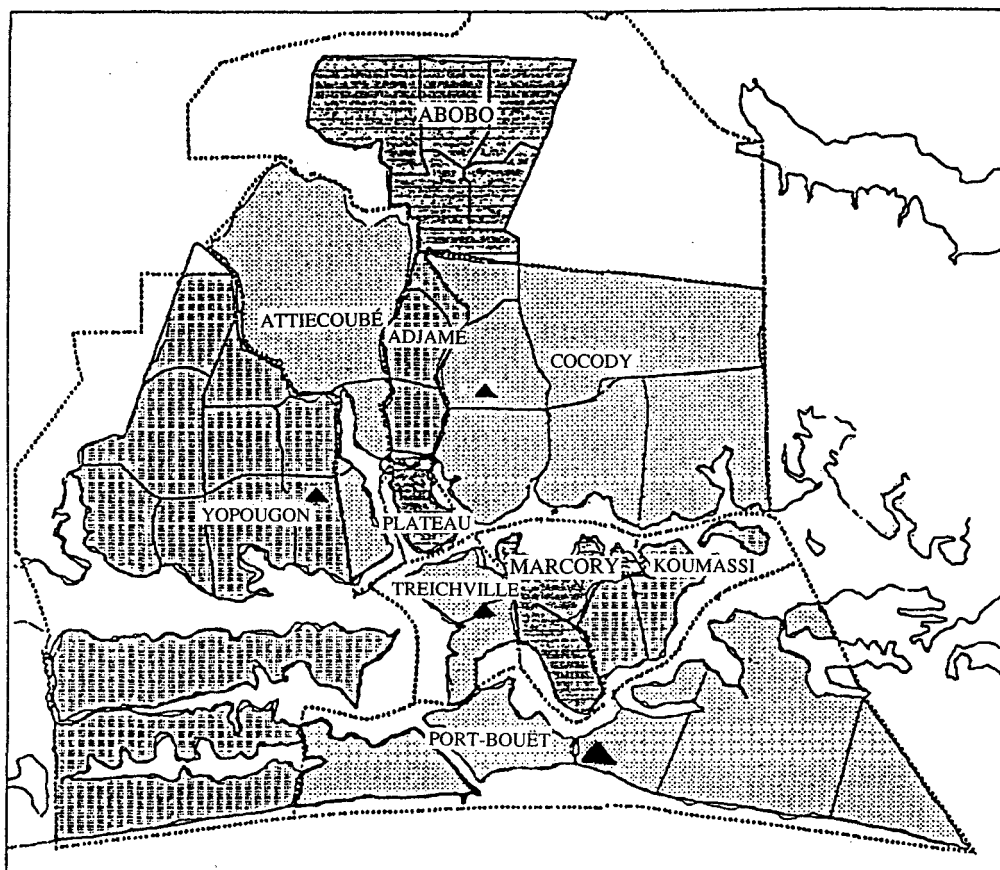
2. Modes d'enregistrement des décès à l'état civil et à l'hôpital

Si le décès a lieu à l'hôpital ou dans une formation sanitaire bénéficiant des services d'un médecin, le médecin traitant délivre un "*procès verbal de constatation de décès*". Munie de ce constat, la famille se rend au bureau des admissions de l'hôpital qui porte le décès sur le registre des décès et délivre un "*certificat de décès ou de mortalité*". Le certificat comporte deux volets. Le volet A est destiné à la famille. Le volet B, destiné à l'informatique, comporte mention des causes de décès (causes principales, immédiates et associées, voir facsimilé en annexe). Munie du certificat de décès, la famille se rend au bureau de l'état civil du lieu de décès et déclare le décès. La "*déclaration de décès*" est remplie en trois exemplaires. Le volet 1 est remis à la famille, le volet 2 est envoyé au greffe du tribunal et la souche reste à l'état civil sur le "*registre des actes d'état civil*". Les doubles sont souvent transmis au greffe du tribunal avec beaucoup de retard (plusieurs années parfois). Les dossiers du tribunal ne sont donc pas utilisables pour les années récentes. La famille obtient en outre un *permis d'inhumer*, qui lui permet de s'adresser aux pompes funèbres (société IVOSEP) afin de faire enterrer le défunt dans un des cimetières de la ville. Les permis d'inhumer sont toujours remplis au moment de la déclaration de décès, mais ils ne contiennent ni le sexe, ni l'âge du défunt.

Si le décès a lieu à domicile, la famille peut soit appeler un médecin soit faire transporter le corps à l'hôpital afin d'obtenir un constat de décès qui lui permet de suivre la filière normale, soit échapper au système en faisant enterrer le défunt dans un cimetière traditionnel (comme à Port-Bouët), dans un village environnant, ou dans un autre lieu.

Le décès doit être déclaré dans le centre d'état civil correspondant au lieu de décès, et non au lieu de résidence. Il n'y a donc pas de correspondance entre la population des communes et les décès enregistrés. Il y a par contre une relation étroite entre les lits d'hôpitaux et les décès déclarés. En particulier, Treichville et Cocody, sièges des deux principaux CHU, enregistrent proportionnellement beaucoup plus de décès qu'il n'en survient au sein de leur population propre.

L'état civil d'Abidjan enregistre non seulement les décès déclarés dans les délais légaux (15 jours), ainsi que les mort-nés, mais encore les décès qui n'ayant pas été déclarés dans les 15 jours, font l'objet d'un jugement au tribunal (*les jugements supplétifs*). Ces derniers ne représentent cependant qu'une infime partie de l'ensemble (environ 0,4 %). Il n'est pas rare que les jugements supplétifs enregistrent des décès qui sont survenus plusieurs mois, voire plusieurs années auparavant.



▲ Hôpitaux

Figure 14. Les communes du grand Abidjan, et localisation des hôpitaux

3. Saisie des données

Les données d'état civil utilisées pour cette étude ont été saisies en deux étapes. Un premier fichier avait été créé par Benjamin Zanou pour sa thèse, qui incluait tous les décès de 1974 à 1976, hormis les mort-nés. Le codage du lieu de naissance et du lieu de résidence était limité à quelques grands groupes, et la profession n'était pas codée. Le second fichier a été créé pour la présente étude. Il inclut tous les décès de l'année 1973, et tous ceux des années 1977 à 1992. Ce fichier inclut toute l'information non confidentielle disponible sur l'acte de décès (numéro d'acte, date de décès, sexe, âge ou date de naissance, lieu de résidence, lieu de naissance et profession, mais pas le nom du décédé).

Le second fichier a lui-même été créé en deux temps. Un groupe de 12 agents a d'abord été envoyé dans chaque centre d'état civil pour coder l'information sur des bordereaux de chiffrage préparés à cet effet. L'information sur le lieu de décès, le lieu de naissance, le lieu de résidence et la profession a été codée en alphanumérique, avec des codes de 4 lettres, qui en général correspondaient aux quatre premières lettres du mot correspondant (par exemple : ABOB pour *Abobo*, FORG pour *forgeron*, etc.). Ainsi, de fréquentes erreurs de codage inhérentes au chiffrage ont été évitées. Ces feuilles de chiffrage ont été saisies telles quelles sur ordinateur, le programme de saisie (CENTRY) vérifiant les erreurs de code et certaines incompatibilités.

Le fichier ASCII ainsi produit a été ensuite converti en fichier DBASE-IV. La seule difficulté de cette conversion fut la conversion des dates manquantes. Dans le fichier ASCII original, les dates étaient codées en jour/mois/année. Les dates incomplètes (fréquentes pour les naissances) étaient laissées en blanc et seul l'âge estimé était disponible. Dans ce cas, l'année de naissance a été calculée en ôtant l'âge au décès de l'année de décès, et la date de naissance fixée au premier janvier de cette année-là. Lorsque la date de naissance figurant sur l'acte était antérieure à 1900, l'âge était calculé par l'enquêteur, et seul l'âge ainsi calculé figurait sur la fiche de codification. Dans le fichier informatique, l'année de naissance était alors recalculée en inversant la formule, et la date fixée comme précédemment au premier janvier de l'année. Ceci ne présentait pas d'inconvénient particulier, car pour la majorité de la population africaine la date précise de naissance n'était pas connue puisqu'il n'y avait pas d'état civil avant 1900. En ce qui concerne les nouveau-nés et les décès de la période post-néonatale, la date de naissance manquait parfois (la famille n'avait pas encore le certificat de naissance), mais on disposait de l'âge au décès, en jours, en semaines ou en mois. Cette information a été utilisée pour estimer la date de naissance.

La collecte et la saisie des données furent achevées très rapidement, et furent très bien organisées grâce à la supervision étroite de Benjamin Zanou, démographe et de M. Guella, informaticien. Le travail sur le terrain commença le 6 avril 1993, après une enquête pilote réalisée le 31 mars 1993, et fut terminé le 26 juillet 1993. La saisie des données fut réalisée par 15 personnes. Elle commença le 20 avril 1993 et fut terminée le 17 août 1993. Les données furent envoyées à Boston en octobre 1993 pour analyse.

Outre le codage et la saisie des données sur les décès, un comptage manuel des naissances fut réalisé par centre d'état civil et année, qui fut aussi saisi sur ordinateur. Les résultats apparaissent dans le tableau A-8. En divisant le nombre de naissances par les effectifs de la population (estimé selon la méthode présentée dans le chapitre précédent), on obtient des taux de natalité par année (tableau A-9 et figure 15). Ces données montrent qu'il y avait un accroissement modéré des taux de natalité de 1965 à 1980, qui fut suivi par une diminution prononcée, d'un maximum de 53 pour 1 000 en 1981 à une valeur de 35 pour 1 000 en 1990 (le comptage de l'année 1992 n'est pas complet). L'augmentation soudaine des taux de natalité en 1980-1982 pourrait être due à une amélioration de l'enregistrement des naissances suite à l'ouverture de nouveaux centres d'état civil dans les zones périphériques. Le déclin des taux de natalité à partir de 1983 pourrait être dû à une baisse de la fécondité, ou bien à une baisse de la proportion de jeunes adultes dans la population, ou peut-être à une détérioration de l'enregistrement des naissances à l'état civil. Ce point mériterait d'être analysé plus en profondeur.

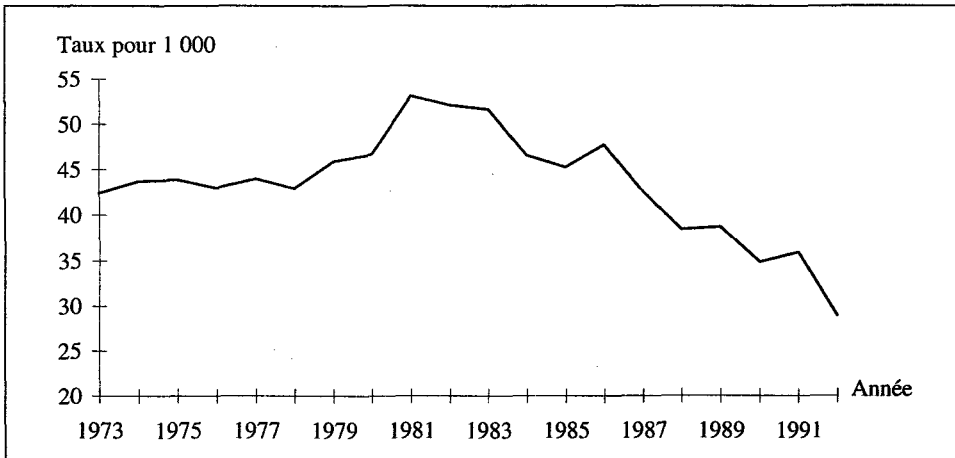


Figure 15. Évolution annuelle du taux de natalité en Abidjan, 1973-1992

4. Complétude de la collecte des données

Les actes d'état civil sont normalement numérotés en séquence, année par année, le premier décès de l'année étant le numéro 1. En Abidjan, les actes de décès sont reliés dans des registres de 50, 100, 200 ou 300 décès. Il est donc très simple de repérer les registres manquants : il y aura un "trou", un décalage entre les nombres utilisés, qui sera approximativement un multiple de 50. L'analyse des séquences saisies a permis de vérifier qu'il n'y avait que peu de trous. Au centre d'Adjamé, l'année 1988 entière manquait, car les registres n'étaient pas encore revenus de la reliure (303 décès), et un registre de 100 décès manquait pour l'année 1982. À Treichville, trois petits registres manquaient : 37 décès en 1977, 50 en 1979 et 50 en 1983. À Port-Bouët, un registre manquait en 1978, contenant 28 décès. À Koumassi, tous les registres de 1980 à 1984 manquaient, contenant environ 600 décès. On pouvait noter aussi un nombre anormalement faible de décès au Plateau entre 1984 et 1986, lacune qui fut estimée à environ 100 décès. Dans l'ensemble, on a estimé que 1 266 décès déclarés à l'état civil ne figuraient pas dans le fichier informatique, soit 0,9 % du total des 134 962 décès de la période 1977-1992, ce qui est négligeable. La distribution de ces décès par année et centre figure dans le tableau A-10. Il nous a paru inutile de procéder à un redressement dans le cadre de cette analyse. Cependant, les données de l'année 1988 doivent être considérées avec prudence, car 3,2 % des décès de cette année-là manquent, ce qui nuira notamment à l'estimation de l'effet du sida de cette année.

5. Complétude de l'enregistrement des décès

Il existe plusieurs façon d'évaluer la complétude de l'état civil. On peut par exemple réaliser une enquête auprès des ménages et comparer cas par cas les décès ainsi observés à ceux qui sont enregistrés à l'état civil. On peut aussi se contenter de comparer les taux de mortalité, calculés en rapportant les décès de l'état civil à la population à risque, estimée à partir des recensements, à ceux obtenus lors de l'enquête de contrôle, comme il a été fait avec les résultats de l'EPR. Une troisième possibilité est d'utiliser des méthodes indirectes, comparant les recensements et les décès enregistrés. Trois méthodes indirectes ont été proposées pour évaluer la complétude de l'enregistrement des décès adultes. Deux de ces méthodes s'appuient sur la comparaison entre la distribution par âge d'un recensement et la distribution par âge des décès observés : la méthode de Preston-Coale et la méthode de Brass.

Une troisième méthode compare l'enregistrement des décès entre deux recensements avec la structure par âge des deux recensements. Ces méthodes indirectes sont présentées en détail dans le "manuel X" des Nations Unies (Nations Unies, 1983). Dans le cas d'Abidjan, une seule de ces méthodes est applicable : la méthode de Preston-Coale, car les deux autres sont très sensibles aux violations de l'hypothèse de stabilité, particulièrement importantes dans une situation de fortes migrations comme celle d'Abidjan. Une dernière possibilité consiste à comparer les taux de mortalité observés avec ceux de tables-type de mortalité. Elle est particulièrement utile pour déceler des différences de complétude selon l'âge.

a) Comparaison de l'état civil à l'EPR, 1978

Aucune enquête spécifique pour évaluer directement la complétude de l'état civil n'a été conduite en Abidjan. Cependant, l'EPR de 1978-1979 fournit un point de comparaison très utile. D'après les documents publiés (Antoine et Herry, 1982), cette comparaison n'est possible que pour la population ivoirienne, qui recouvre 62 % de l'ensemble. Une table de mortalité a été calculée à partir des taux de mortalité par âge, et comparée aux résultats de l'état civil pour l'année 1978, couverte par l'enquête.

Pour le sexe masculin, le niveau de mortalité observé à l'état civil en 1978 était assez proche de celui donné par l'EPR, les espérances de vie à 0, 15 et 60 ans étant comparables (très légèrement supérieures à l'EPR) (tableau 14). Au contraire, pour le sexe féminin, l'espérance de vie donnée par l'EPR est sensiblement inférieure à celle calculée à partir de l'état civil, ce qui suggère un sous-enregistrement des décès féminins à l'état civil. Le taux brut de mortalité à l'état civil (5,2 pour 1 000) était de 24 % inférieur à celui de l'EPR (6,9 pour 1 000). De la même façon, en 1978, le taux brut de natalité à l'état civil (42,7 pour 1 000) était aussi inférieur à celui de l'EPR (49,9 pour 1 000). Cependant, ceci n'aurait sans doute plus été vrai trois années plus tard (1981), lorsque l'enregistrement des naissances semblait pratiquement complet.

La mortalité des enfants de moins de 15 ans semble plus faible à l'état civil qu'à l'EPR : $_{15}q_0$ était de 22 % inférieur chez les garçons et de 43 % inférieur chez les filles par rapport à l'EPR, ce qui suggère une sous-déclaration des décès d'enfants, plus prononcée pour le sexe féminin. Une analyse par groupe d'âges montre que cette sous-déclaration est plus forte chez les nouveau-nés (déficit de 61 %), que chez les enfants de moins d'un an (38 % de déficit), et que chez les enfants de 1 à 4 ans (20 % de déficit).

Pour les hommes de 15 à 60 ans, l'état civil donne une estimation de la mortalité supérieure à celle de l'EPR ($_{45}q_{15}$ est de 61 % supérieur). Cet excès

apparent de mortalité à l'état civil pourrait être dû aux fortes fluctuations aléatoires de l'EPR, ou à un biais d'échantillon, ou bien à un enregistrement à l'état civil de décès de personnes non-résidentes en Abidjan, mais venues se faire soigner dans les hôpitaux de la ville. L'hypothèse d'un sous-enregistrement de la population adulte au recensement, qui pourrait être invoquée, semble peu vraisemblable. Chez les femmes adultes, au contraire, l'état civil donne une estimation de la mortalité légèrement inférieure à celle de l'EPR (${}_{45}q_{15}$ était de 9 % inférieur), ce qui contraste fortement avec l'apparente surestimation des décès masculins. Ainsi, l'espérance de vie à la naissance des femmes calculée d'après les données d'état civil est plus forte que celle de l'EPR, malgré des valeurs similaires de l'espérance de vie féminine à 15 et 60 ans.

Ces résultats doivent cependant être interprétés avec prudence, puisqu'ils sont fondés sur la comparaison de l'ensemble de la population d'un côté (état civil) à la seule population ivoirienne de l'autre (EPR). Il peut donc y avoir des biais de recrutement, dus aux différences de mortalité entre Ivoiriens et non Ivoiriens. De plus, l'EPR ne portait que sur un échantillon de 4 % de la population, et la table de mortalité de la population ivoirienne a été construite à partir de seulement 213 décès de tous âges pour les deux sexes. Pour certains des groupes d'âges quinquennaux, aucun décès n'a été observé. Les intervalles de confiance que nous ne pouvons calculer ici faute d'accès aux données originales³, sont certainement très larges.

Tableau 14. Comparaison de quelques indicateurs des tables de mortalité obtenus à partir de l'état civil (EC) et de l'enquête à passages répétés (EPR), Abidjan, 1978

Indicateurs	Sexe masculin		Sexe féminin	
	EPR-1978	EC-1978	EPR-1978	EC-1978
<i>Espérance de vie</i>				
- à la naissance	60,2	59,6	63,0	67,0
- à 15 ans	51,7	49,5	55,2	56,2
- à 60 ans	12,7	13,5	17,6	17,5
<i>Quotient de mortalité</i>				
1q_0	0,0597	0,0351	0,0470	0,0245
4q_1	0,0341	0,0301	0,0479	0,0266
${}^{45}q_{15}$	0,2081	0,3369	0,2281	0,2089
Note : les estimations de l'EPR ne sont fondées que sur la population ivoirienne.				

³ Les seules données disponibles sont les données publiées qui ne présentent que les résultats extrapolés à l'ensemble de la population. On ne connaît donc pas le nombre exact des décès observés de chaque groupe d'âges (sauf quand il est égal à 0).

b) Comparaison avec les estimations indirectes de la mortalité des enfants

L'analyse des histoires génésiques relevées à l'EPR fournit une autre indication de la sous-estimation probable de la mortalité des jeunes enfants par l'état civil. Grâce à la méthode de Brass, les histoires des maternités permettent de calculer la proportion d'enfants décédés selon l'âge de la mère. Ces proportions peuvent être converties en indicateurs plus classiques de mortalité (calculs détaillés en tableau A-7a). Les résultats sont présentés dans la figure 16.

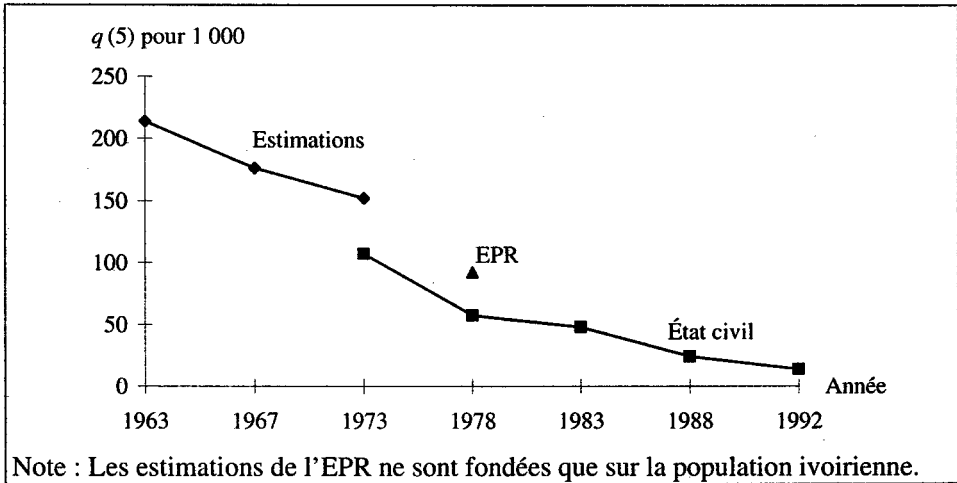


Figure 16. Evolution de la mortalité avant 5 ans selon différentes sources et méthodes

Là encore, l'état civil paraît sous-estimer la mortalité des enfants de 0-4 ans : le niveau de mortalité à l'état civil en 1973 est sensiblement inférieur à celui de l'estimation indirecte, ainsi qu'à la tendance prolongée des estimations de 1963 et 1967. Cependant, une fois de plus, ces résultats doivent être interprétés avec prudence. Premièrement, ces estimations ne portent pas exactement sur la même période, et la baisse de la mortalité des enfants semble avoir été très rapide après 1973 (section 6). L'estimation directe tirée de l'EPR ne s'applique qu'à l'année 1978, alors que les estimations indirectes sont des moyennes pondérées sur plusieurs années des valeurs de $q(5)$ antérieures à 1973. Et à ces données de l'EPR, on compare des résultats de l'état civil allant de 1973 à 1992. Deuxièmement, les estimations de l'EPR ne portent que sur les mères ivoiriennes, ce qui a pu introduire un biais. Troisièmement, les histoires des maternités incluent certainement des décès d'enfants qui n'étaient pas résidents en Abidjan au moment du décès. C'est le cas des décès survenus chez les enfants des mères immigrantes avant leur arrivée en

ville. Comme la mortalité en milieu rural et dans les villes secondaires est supérieure à celle de la capitale, les histoires des maternités des femmes résidentes en Abidjan surestiment probablement la mortalité des enfants d'Abidjan. Les estimations de l'espérance de vie calculées à partir des données indirectes sont encore plus biaisées, car elles dépendent de l'adéquation de la table-type de mortalité qui a été choisie : l'estimation varie considérablement selon le modèle sélectionné, et nul n'est sûr qu'un de ces modèles s'applique au cas d'Abidjan (tableau A-7b).

c) Lieu de décès et lieu de résidence

On connaît, d'après l'EPR, le lieu des décès survenus au cours des 12 mois précédant l'enquête⁴. Près de la moitié (49 %) des décès de résidents se sont produits à l'hôpital et ont donc été vraisemblablement enregistrés à l'état civil (tableau 15). Cette proportion est pratiquement la même chez les enfants et chez les adultes. En revanche, un quart des décès de résidents se sont produits en dehors d'Abidjan, et n'ont donc probablement pas été enregistrés dans les centres d'état civil d'Abidjan⁵. L'EPR a aussi relevé des décès de non-résidents. Il n'y aurait qu'une faible compensation des décès de résidents à l'extérieur par les décès de non-résidents qui se produisent dans la ville (3 %). Cependant, cette étude est fondée sur une enquête de ménages, qui n'avait pas pour but d'enregistrer des décès de visiteurs (non-résidents) et encore moins de personnes venues se faire soigner dans les hôpitaux de la ville. On verra plus loin que 12 % des décès enregistrés dans la ville sont en fait des décès de non-résidents, ce qui compense près de la moitié des décès de résidents à l'extérieur.

En conclusion, la comparaison avec la population ivoirienne de l'EPR de 1978 suggère que l'état civil d'Abidjan est déficient pour les jeunes enfants, en particulier pour le groupe d'âges 0-4 ans, et dans une moindre mesure pour les adultes de sexe féminin. Au contraire, il semble y avoir plus de décès d'adultes de sexe masculin enregistrés à l'état civil qu'il n'y en a dans l'EPR. L'inexactitude qui en résulte pour l'estimation de l'espérance de vie à la naissance est de l'ordre de 3 à 4 ans. Mais il semble qu'une part importante de la différence (surtout pour les hommes) provienne de la confusion entre résidents et non-résidents.

⁴ Malheureusement nous n'avons pas pu récupérer cette information à partir des fichiers des décès de la période suivie de l'EPR, la bande originale des données n'étant plus disponible.

⁵ C'est seulement si la personne est née à Abidjan que son décès, survenu à l'extérieur, doit être transcrit sur les registres de la ville. Cependant, même dans ce cas, la transcription n'est pas toujours effectuée.

Tableau 15. Décès enregistrés à l'EPR, selon la situation de résidence et le lieu de décès, Abidjan, 1978

Âge au décès	Décès de résident, se produisant en Abidjan		Décès de résident, se produisant hors Abidjan		Total des décès	Décès de non-résidents, se produisant en Abidjan		Proportions de décès se produisant à l'hôpital parmi les résidents
	Hôpital	Ailleurs	Hôpital	Ailleurs		Total	Hôpital	
0-4 ans	78	65	9	30	182	3	4	44,5
5 ans et plus	50	33	10	28	121	6	4	46,3
Total	128	98	19	58	303	9	8	45,2

Source : Antoine et Herry, tableau 5.4, p. 336.

d) Décès de non-résidents à l'état civil

Le certificat de décès inclut le lieu de résidence du décédé, ce qui permet de mesurer la surestimation des taux de mortalité due à l'inclusion des non-résidents. La proportion de non-résidents parmi les décès enregistrés varie selon l'âge : elle est plus forte chez les jeunes adultes, et plus faible chez les enfants de 0-14 ans. Elle est aussi plus forte chez les hommes que chez les femmes. La proportion de non-résidents parmi les décès enregistrés dans la ville semble avoir diminuée au cours du temps (tableau 16). Cette considération est importante pour notre étude, car elle a pour conséquence de sous-estimer la baisse de la mortalité au cours de la période récente, et donc de sous-estimer les conséquences démographiques du sida. Au cours de cette dernière période, environ 16 % des décès d'adultes de 15-59 ans déclarés à l'état civil sont des décès de non-résidents, alors que cette proportion était de 30 % en 1973-1982.

Tableau 16. Proportions (%) de décès de non-résidents, selon l'âge, le sexe et la période, état civil d'Abidjan, 1973-1992

Groupes d'âges	Masculin			Féminin		
	1973-82 (%)	1983-87 (%)	1988-92 (%)	1973-82 (%)	1983-87 (%)	1988-92 (%)
0-4 ans	7	6	6	4	5	4
15-59 ans	32	23	16	27	20	16
60 ans et plus	26	22	19	15	23	7
Total	14,7	13,1	11,2	10,3	8,7	8,2

e) Enregistrement des décès à l'hôpital

Kevin De Cock *et al.* (1991a, 1991b) ont étudié l'enregistrement des décès qui se sont produits dans les deux hôpitaux principaux d'Abidjan. Pour chacun des 695 cadavres déposés à la morgue en 1988-1989, les auteurs sont retournés au centre d'état civil le plus proche et ont essayé de retrouver les enregistrements d'après les noms. 70 % des décès d'adulte ont été retrouvés mais seulement 22 % des décès d'enfants. Ces résultats doivent aussi être considérés avec prudence, car l'appariement d'après le nom est difficile en Afrique, et certaines personnes peuvent enregistrer le décès dans un autre centre d'état civil, par exemple plus proche du domicile familial. Cependant, cette étude indique qu'il peut y avoir de fortes différences d'enregistrement entre les adultes et les enfants.

f) Comparaison avec les recensements

La méthode Preston-Coale (*Manuel X* des Nations Unies) est fondée sur une comparaison de la taille des cohortes au moment d'un recensement avec le nombre attendu de décès compte tenu de la structure par âge des décès à l'état civil et du taux de croissance de la population. Si l'enregistrement est complet, le rapport de la taille de la cohorte au nombre de décès attendu sera égal à 1. La méthode fait l'hypothèse que la population est stable, c'est-à-dire que la mortalité est constante et que les cohortes croissent à un taux constant. On fait aussi l'hypothèse que la complétude de l'enregistrement est constante selon l'âge. Les violations de l'hypothèse de stabilité ont en général peu d'effet sur l'estimation de la complétude. Une erreur sur le taux de croissance des cohortes a pour effet une "pente" des estimations de la complétude dans les différents groupes d'âges. Cette pente peut d'ailleurs être corrigée par approximation, jusqu'à obtenir une pente nulle (droite horizontale). Cependant, la méthode est assez sensible aux erreurs sur l'âge, à la fois dans le recensement et à l'état civil.

Les données d'Abidjan permettent deux estimations indépendantes de la complétude de l'état civil : l'une à partir du recensement de 1975, l'autre à partir de celui de 1988. Le recensement de 1975 fut conduit en avril 1975. Il a été comparé à l'état civil des années 1974-1976, pour raison d'homogénéité avec le travail antérieur de Benjamin Zanou. Le recensement de 1988 fut conduit en avril 1988. Il a été comparé avec l'état civil des années 1987 et 1988, les deux années les plus proches de la date moyenne du recensement. Pour le recensement de 1975, le taux de croissance sélectionné est égal à la médiane des taux de croissance par âge pour la période 1955-1988 : 8,0 % pour le sexe masculin et 8,9 % pour le sexe féminin. Ceci semble avoir été un bon choix, car la pente des estimations est négligeable. Par contre, ce n'était pas le cas pour le recensement de 1988, et on a dû ajuster les taux de croissance pour avoir une pente nulle, selon la procédure recommandée par le

Manuel X des Nations Unies. Les valeurs finales après ajustement sont de 7,6 % pour le sexe masculin et 8,6 % pour le sexe féminin. Ces estimations sont compatibles avec le ralentissement de la croissance démographique ainsi qu'avec les différences selon le sexe notées dans le chapitre précédent.

Les calculs détaillés de la complétude par sexe et âge sont donnés en annexe (tableaux A-11 et 12). Dans l'ensemble, les résultats du recensement de 1975 semblent être plus cohérents que ceux du recensement de 1988 (tableau 17). En ce qui concerne le recensement de 1975, on trouve que l'enregistrement des décès est pratiquement complet pour les hommes de 20 ans et plus, et que la complétude est de 81 % pour les femmes du même âge. Cette différence selon le sexe recoupe ce qui était observé dans la comparaison avec l'EPR. En ce qui concerne le recensement de 1988, le taux de couverture observé dépasse 1 pour les hommes (1,32) mais est très proche de 1 pour les femmes (0,95). Ces résultats peuvent être interprétés de la manière suivante : comme on verra plus loin, il y a eu une forte augmentation de la mortalité adulte à partir de 1986, qui était déjà bien visible en 1987-1988, et qui est plus forte pour les hommes que pour les femmes ; cette augmentation soudaine viole une des hypothèses de la méthode de Preston-Coale (la constance de la mortalité), et pourrait expliquer l'apparente augmentation de la complétude par rapport à 1975.

Les valeurs de l'espérance de vie à 15 ans semblent aussi cohérentes avec les estimations antérieures. Même après correction du sous-enregistrement des décès, les valeurs de e_{15} pour les femmes changent peu. La différence de 5 ans entre les espérances de vie à 15 ans des hommes et des femmes est elle aussi cohérente avec d'autres estimations (voir ci-dessous).

Tableau 17. Estimation de la complétude de l'enregistrement des décès, méthode de Preston-Coale, Abidjan

Indicateurs	Recensement de 1975		Recensement de 1988	
	sexe masculin	sexe féminin	sexe masculin	sexe féminin
Taux de croissance de la population (pour 100)	8,0	8,9	7,6	8,6
Taux de couverture des décès par l'état civil (%)	97	81	132	95
e_{15} (observé)	50,2	56,8	47,1	56,4
e_{15} (corrigé pour le sous-enregistrement)	49,9	54,8	-	55,9

En conclusion, l'analyse de l'enregistrement des décès d'adultes en Abidjan montre que les décès masculins sont assez bien enregistrés, alors que l'enregistrement des décès féminins est probablement en déficit de 9 à 16 %. Ceci est le résultat de deux effets contradictoires : l'exclusion de décès de résidents qui se produisent hors d'Abidjan, et l'inclusion de décès de non-résidents qui se produisent dans la ville. Malgré ces biais, qui d'ailleurs ont tendance à se compenser, le taux de couverture semble être resté approximativement constant au cours de la période d'étude, et même si la valeur absolue de la mortalité des femmes est quelque peu sous-estimée, l'analyse des tendances semble valide, ce qui est le plus important pour notre étude. De plus il y a eu une augmentation récente de la mortalité, plus forte pour les hommes que pour les femmes, déjà visible en 1988.

6. Comparaison avec les tables-type de mortalité

Les estimations de la complétude de l'enregistrement des décès sont fondées sur l'hypothèse d'un taux de sous-enregistrement constant avec l'âge. Mais, la structure par âge de la population d'Abidjan étant particulièrement déformée par l'importance du poids des migrants, on peut craindre des variations avec l'âge du degré de sous-enregistrement des décès dans la mesure où les omissions sont plus fréquentes chez les migrants. On peut étudier les différences de complétude selon l'âge en comparant la structure par âge de la mortalité observée à celle des tables-type. Étant donné qu'aucune étude spécialisée du profil par âge de la mortalité n'est disponible pour Abidjan, on a le choix entre les cinq modèles des Nations Unies pour les pays en développement et les quatre modèles du système de Coale et Demeny. On a utilisé comme valeur observée pour Abidjan, le profil moyen de la période 1973-1982. On l'a comparé aux tables-type de mortalité ayant le même niveau d'espérance de vie à 15 ans e_{15} à l'aide du module COMPAR du logiciel MORTPAK-LITE. Trois modèles ajustaient assez correctement le profil de la mortalité adulte observée en Abidjan : le modèle d'Asie du Sud, qui est le plus proche pour les hommes et les femmes de 15-59 ans, le modèle d'Extrême-Orient, second dans la qualité de l'ajustement et le modèle général pour les pays en développement, troisième. Tous les modèles de Coale et Demeny apparaissent comme inadéquats : le modèle Ouest semble être le moins mauvais (il est assez proche du modèle général), et le modèle Nord est le pire. Les résultats sont illustrés par les figures 17a et 17b.

Entre 15 et 59 ans, tant pour le sexe masculin que pour le sexe féminin, la différence relative (rapport des taux de mortalité par âge) entre les valeurs observées en 1973-1982 et le modèle d'Asie du Sud était la plus faible (écart type de 0,08 pour les hommes et de 0,07 pour les femmes). En particulier, le

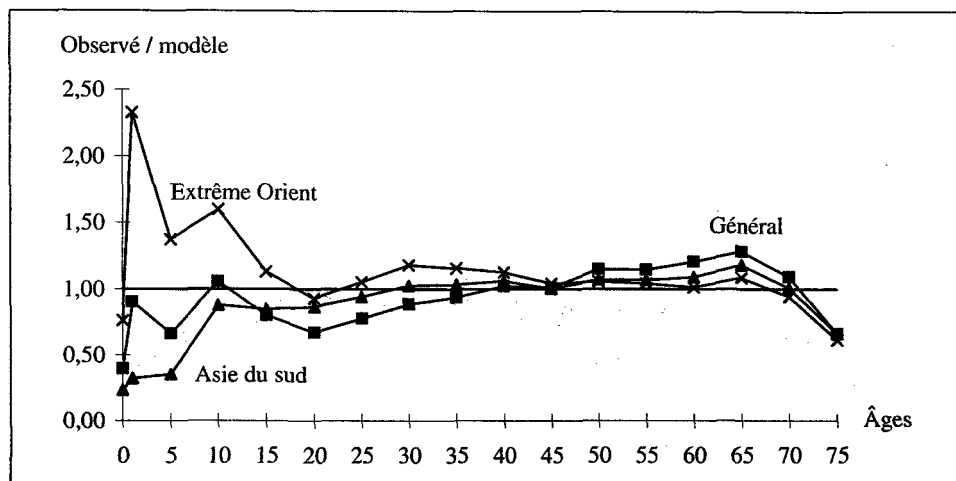


Figure 17a. Rapport des quotients de mortalité par âge observés en Abidjan en 1973-1982 à ceux des tables-type de mortalité, sexe masculin

modèle d'Asie du Sud ne révèle aucun biais systématique en dehors des fluctuations aléatoires, à l'opposé du modèle général, qui est systématiquement inférieur en deçà de 40-44 ans et systématiquement supérieur au-delà de ce groupe d'âges, ce qui indique un profil de mortalité par âge différent. Le modèle d'Extrême-Orient est presque aussi proche pour les hommes, mais pas pour les femmes. Pour la population adulte, il n'y a qu'une seule variation systématique par rapport à toutes les tables-type : une sous-estimation des taux de mortalité au-delà de 70 ans pour les hommes et au-delà de 65 ans pour les femmes. Ceci est souvent attribué à des erreurs sur l'âge, que ce soit au recensement ou à l'état civil, ou aux deux. Par contre, les écarts entre les sexes en Abidjan sont très différents de ceux du modèle d'Asie du Sud. En Abidjan, les femmes ont un net avantage sur les hommes, visibles même si l'on tient compte du sous-enregistrement des décès féminins, alors que dans le modèle d'Asie du Sud on prévoit une espérance de vie à 10 ans de 2,7 ans plus faible chez les femmes que chez les hommes.

Les écarts par rapport aux modèles sont plus larges en ce qui concerne la mortalité en dessous de l'âge de 10 ans. Les différences peuvent aller dans les deux sens : ou bien ces écarts sont plus faibles que prévus (modèle d'Asie du Sud), ou bien ils sont plus forts que prévus (modèle d'Extrême-Orient). En considérant le modèle d'Asie du Sud comme le modèle de référence, on retrouve la sous-estimation de la mortalité à l'état civil évoquée plus haut. On pourrait aussi faire l'hypothèse que le profil de la mortalité par âge est différent en Abidjan de celui des autres tables-type, surtout en ce qui concerne la mortalité des enfants, et qu'il soit situé entre le modèle d'Extrême-Orient et le modèle d'Asie du Sud, alors

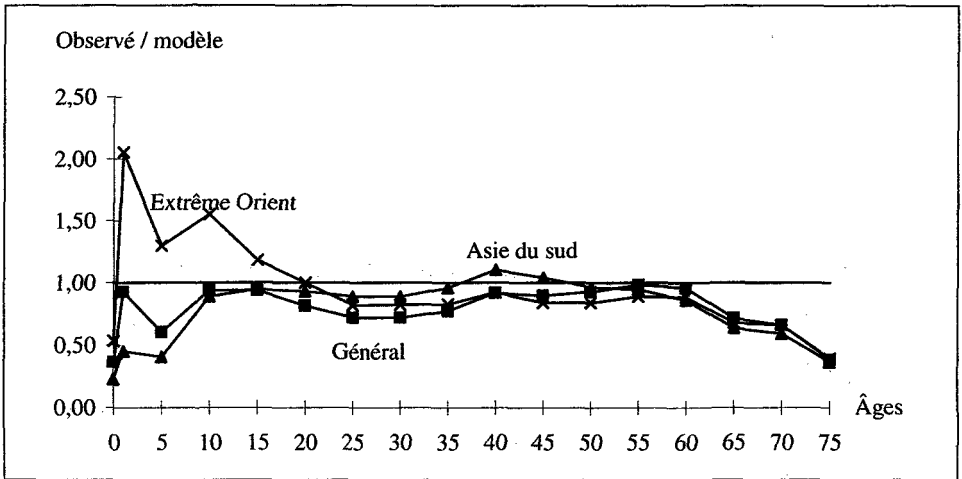


Figure 17b. Rapport des quotients de mortalité par âge observés en Abidjan de 1973 à 1982 à ceux des tables-type, sexe féminin

que la mortalité au-delà de 15 ans est conforme aux modèles connus. Dans cette hypothèse, on pourrait dire qu'en 1973 le profil d'Abidjan n'est pas très différent du schéma d'Asie du Sud, avec une mortalité de 0-4 ans relativement forte, alors qu'en 1992 il est plus proche du schéma d'Extrême-Orient, avec une faible mortalité de 0-4 ans. Cette évolution du profil de mortalité est vraisemblable et, jusqu'à une certaine limite, elle correspond à ce que l'on sait de la baisse de la mortalité observée au cours de la période 1973 - 1992 (chapitre 4). Mais les différences sont considérables. En 1973, ${}_5q_0$ est égal à 0,107, alors que le modèle d'Asie du Sud prévoit une valeur de 0,193 (80 % de plus) et le modèle d'Extrême-Orient prévoit une valeur de 0,059 (41 % de moins). En 1992, ${}_5q_0$ est de 0,013 d'après l'état civil, soit 8 fois moins que 20 ans auparavant. Avec ces incertitudes sur le niveau et les tendances de la mortalité chez les jeunes enfants, il est difficile d'émettre un jugement final sur le profil de mortalité dans l'enfance à Abidjan.

Finalement, la comparaison avec les tables-type de mortalité indique plutôt qu'il n'y a pas de différence notable selon l'âge du sous-enregistrement des décès chez les adultes. Mais il y a une forte suspicion de sous-enregistrement des décès d'enfants et peut-être des décès des personnes âgées. Cependant, les erreurs concernant les personnes âgées pourraient bien être dues à des erreurs sur l'âge. Les faibles valeurs de la mortalité des enfants en 1973 semblent tomber dans l'intervalle des variations de la mortalité dans les pays en développement. En revanche, la baisse très rapide au cours des 20 ans et les très faibles valeurs observées au cours des dernières années sont sans précédent, et indiquent donc un problème de qualité des données.

7. Conclusion sur la qualité des données

L'état civil d'Abidjan semble cependant de qualité suffisante pour mener plus avant l'étude. En particulier, il n'y a pas de preuve de sous-enregistrement important des décès de sexe masculin entre 15 et 60 ans. C'est un élément clé de notre analyse. Ceci est visible à la fois dans la comparaison avec l'EPR et dans l'analyse de la complétude de l'enregistrement des décès. Les décès d'adultes de sexe féminin semblent avoir été sous-estimés, de l'ordre de 9 à 16 % au cours de la période 1974-1976. Ceci est confirmé par l'analyse de l'EPR et par l'analyse de la complétude de l'état civil. Les deux sexes montrent un sous-enregistrement aux âges élevés (70 ans pour les hommes et 65 ans pour les femmes), ce qui pourrait être attribué à des erreurs sur l'âge, soit à l'état civil, soit au recensement, ou aux deux à la fois. Au cours de la période 1987-1988, la mortalité des adultes a soudainement augmenté, créant une situation où les taux de couverture estimés s'élèvent brutalement excédant même 1 pour les hommes. Ceci correspond, comme on le verra plus loin, à l'augmentation brutale de la mortalité des adultes due au sida.

L'excès de complétude apparent pour les décès d'adultes de sexe masculin tient au fait que le nombre de décès de non-résidents venus mourir à Abidjan (notamment dans les hôpitaux) est supérieur à celui des décès de résidents survenus à l'extérieur de la ville⁶. Ce phénomène joue vraisemblablement en sens inverse pour les femmes. Il semble aussi avoir évolué au cours du temps, dans un sens qui devrait conduire à un plus fort sous-enregistrement des décès. Par contre cet effet a été contrebalancé par l'augmentation de la mortalité. En tous cas, la qualité des données de l'état civil d'Abidjan nous paraît être suffisante pour évaluer les conséquences du sida sur la mortalité des adultes.

Par contre, la question de la sous-déclaration des décès d'enfants est plus grave et limite sérieusement l'analyse pour ce groupe d'âges. En 1973, la valeur de ${}_5q_0$ se situe encore dans les limites des valeurs connues pour les pays en développement pour une même valeur de l'espérance de vie à 15 ans. Mais la mortalité des enfants diminuait déjà rapidement avant 1973, et cette baisse s'est poursuivie à vitesse accrue au cours de la période 1973-1992. La comparaison avec les données de l'EPR en 1978 montre que la mortalité des moins de cinq ans est sous-estimée de 38 % à l'état civil. Cependant, cette comparaison est fondée sur la seule population ivoirienne, et doit donc être considérée avec prudence. En 1988,

⁶ On peut évidemment regretter qu'il n'ait pas été possible d'affiner davantage l'analyse en distinguant les décès de personnes domiciliées à Abidjan des autres. Les données sont malheureusement insuffisantes pour ce faire.

Kevin De Cock et ses collègues estiment que seulement 22 % des décès d'enfants étaient enregistrés. Ces valeurs extrêmement faibles de ${}_5q_0$ en 1992 sont inacceptables. Il paraît donc vraisemblable que la complétude de l'enregistrement des décès d'enfants se soit détériorée au cours du temps. Ainsi, l'estimation des conséquences du sida sur la mortalité des jeunes enfants devra être considérée avec la plus grande prudence.

CHAPITRE 4

LES TENDANCES DE LA MORTALITÉ EN ABIDJAN DE 1973 À 1992

Pour évaluer les conséquences du sida sur la mortalité en Abidjan, nous avons analysé la tendance observée avant le début de l'épidémie et fait l'hypothèse que, sans le sida, cette tendance se serait prolongée. L'excès de mortalité observé, depuis le début de l'épidémie, par rapport à cette extrapolation sera interprété comme dû au sida.

1. Méthode

Au préalable, des tables de mortalité par sexe et âge ont été construites pour chaque année. Il était en effet indispensable d'avoir une mesure de la mortalité indépendante de la structure par âge tout à fait exceptionnelle et changeante d'Abidjan. Dans un premier temps, les taux de mortalité par âge ont été obtenus en rapportant les décès enregistrés à l'état civil aux populations du même sexe, et du même groupe d'âges précédemment calculée pour chaque année. Les décès dont le sexe ou l'âge étaient indéterminés ont été répartis proportionnellement pour chaque année séparément, comme cela avait été fait pour la population (chapitre 2, section 6). Les résultats sont présentés en annexe (tableau A-13). Les taux de mortalité par âge sont utilisés pour calculer les différentes fonctions de la table de mortalité, en utilisant les formules classiques, et en choisissant les valeurs des personne-années vécues par les décédés de chaque intervalle (${}_n a_x$) fournies par le modèle général des tables-type de mortalité. Les différentes fonctions de la table de mortalité sont présentées en annexe (tableaux A-14 à 18).

Les tables de mortalité ont été calculées avec les groupes d'âges quinquennaux classiques : 0 an, 1-4 ans, 5-9 ans, 10-14 ans, ..., 70-74 ans, et 75 ans et plus. Pour l'analyse finale, les groupes d'âges ont été regroupés deux par deux, par mesure de simplicité, c'est-à-dire : 0-4 ans, 5-14 ans, 15-24 ans, ..., 65-74 ans, et 75 ans et

plus. Dans chaque groupe d'âges, la valeur du quotient de mortalité a été calculée à partir des survivants de la table⁷. Les tendances observées pour ces quotients annuels durant la période 1973-1982 ont été ajustées par un modèle log-linéaire, c'est-à-dire admettant donc l'hypothèse d'une baisse exponentielle de la mortalité, une hypothèse plus réaliste que celle de la baisse linéaire. Ces tendances ont ensuite été prolongées pour les dix années suivantes (1983-1992). Dans le cas où il n'y avait pas de tendance à la baisse, la moyenne des années 1973-1982 a été prise comme la référence. On a enfin comparé les valeurs réellement observées de 1983-1992 à celles de l'extrapolation. L'indice d'augmentation de la mortalité a été défini comme le rapport de la valeur du quotient en 1992 à celle de la valeur donnée pour 1992 par l'extrapolation.

2. Évolution de la mortalité des enfants

a) À 0-4 ans

D'après les données de l'état civil, la mortalité des enfants de moins de cinq ans semble avoir considérablement diminué au cours de la période 1973-1992 (figure 18). Le rythme de la baisse de la mortalité des 0-4 ans est à peu près le même pour les garçons (3,8 % par an) que pour les filles (4,3 % par an). La prolongation de la tendance de 1973-1982 ne met en évidence, ni pour les garçons ni pour les filles, aucune preuve d'augmentation de mortalité après 1983, à l'exception de deux petits pics conjoncturels en 1983-1984 et en 1989 (figure 18). La petite augmentation de 1983-1984 pourrait être due à des épidémies, ou bien à une légère amélioration de l'enregistrement des décès d'enfants suite à l'installation de nouveaux centres d'état civil en 1981.

Cette baisse rapide et exponentielle de la mortalité des jeunes enfants est cohérente avec les estimations indirectes de ${}_5q_0$ tirées de l'EPR pour 1963 et 1967. En effet, la rétro-projection de la tendance 1973-1982 donne une valeur de ${}_5q_0$ de 228 pour 1 000 en 1963, à comparer à 214 pour 1 000 trouvé à l'EPR, et une valeur de 157 pour 1 000 en 1967, à comparer à 176 trouvé à l'EPR, ce qui est remarquablement proche compte tenu des erreurs de sondage. Mais, le quotient de mortalité à 0-5 ans observé en 1992 est si faible (${}_5q_0 = 16$ pour 1 000), qu'il est difficile de l'accepter, surtout compte tenu de ce que l'on sait des autres villes de l'Afrique sub-saharienne. Cette estimation placerait Abidjan au niveau des pays en développement les plus avancés, tels que la Chine, ce qui est peu probable. Si on admet que cette valeur sous-estime la réalité, cela indiquerait que le taux de

⁷ Par la formule : ${}_a q_x = 1 - S(x+a)/S(x)$, avec $a = 5$ pour le premier groupe d'âges et $a = 10$ pour les suivants.

couverture des décès d'enfants à l'état civil d'Abidjan s'est considérablement détérioré au cours des 20 années de l'étude, mais ceci contredit d'une certaine manière l'amélioration de la complétude de l'enregistrement des décès d'adultes. Il est possible que la réalité se situe entre les deux phénomènes : d'une part une forte diminution de la mortalité des enfants de moins de 5 ans, prolongeant les tendances antérieures, et d'autre part une augmentation de la sous-déclaration à l'état civil (chapitre 3, section 5). En tous cas, il semble que le déclin de la mortalité, visible avant 1983, ne s'est pas inversé, et qu'il n'y a pas d'effet visible de l'épidémie de sida dans ce groupe d'âges. On verra dans la suite que ce n'est pas du tout le cas pour les autres groupes d'âges.

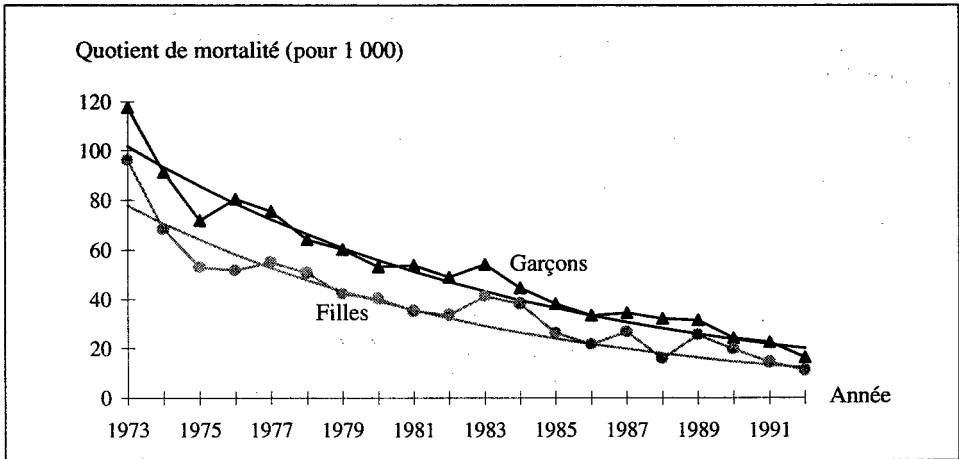


Figure 18. Évolution annuelle de la mortalité à 0-4 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

b) À 5-14 ans

La mortalité des 5-14 ans est également en baisse rapide, pour les deux sexes, au cours de la période 1973-1982 (figure 19). Ici cependant on note un décrochage des valeurs observées depuis 1983 par rapport à l'extrapolation de la tendance, à partir de 1985 pour les garçons et à partir de 1986 pour les filles. L'augmentation des taux de mortalité chez les garçons est continue de 1985 à 1992, et en 1992 la probabilité de décès entre 5 et 14 ans est de 49 % supérieure à celle qu'aurait donné l'extrapolation de la tendance. Chez les filles, l'augmentation de la mortalité est aussi continue après 1986, et l'augmentation relative est du même ordre de grandeur (+ 56 % en 1992).

On ne s'attendait pas au départ à ce que le cours de la mortalité des 5-14 ans soit modifié par l'épidémie de sida, à son début, et ce d'autant moins qu'il n'y a pas d'effet visible de l'épidémie sur l'évolution de la mortalité du groupe d'âges précédent. Pour cette dernière raison, l'augmentation de la mortalité des 5-14 ans ne peut en aucun cas être imputée à un effet prolongé de la transmission maternelle. Certes, il est possible que le VIH-2, qui a une longue période d'incubation et qui est présent depuis plus longtemps que le VIH-1 en Côte d'Ivoire, soit responsable de certains cas, mais l'effet serait tout de même plus important avant 5 ans. Une autre hypothèse s'impose : la contamination par transfusion sanguine. Ce groupe d'âges est en effet particulièrement affecté par l'anémie palustre et par l'anémie falciforme, deux indications majeures de transfusion. Comme on sait que la banque du sang était partiellement contaminée au milieu des années 1980, il est vraisemblable que des enfants transfusés aient été contaminés. Ce point mériterait une recherche approfondie.

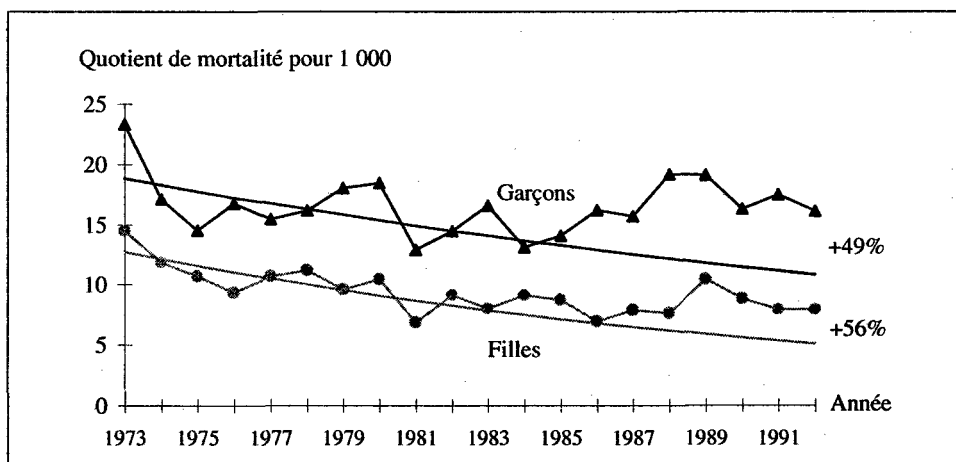


Figure 19. Évolution annuelle de la mortalité à 5-14 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

3. Évolution de la mortalité des jeunes adultes

a) À 15-24 ans

Aucune tendance à la baisse ni à la hausse n'apparaît pour la mortalité du groupe d'âges 15-24 ans avant 1983 (figure 20). Chez les hommes, la mortalité commence à augmenter en 1987, et en 1992 la probabilité de décès entre 15 et 24

ans est de 51 % supérieure à la valeur extrapolée de la tendance des années 1973-1982. Chez les femmes, une augmentation de la mortalité est aussi visible, mais elle ne commence qu'un peu plus tard, en 1989, et est d'amplitude plus faible (+ 24 %).

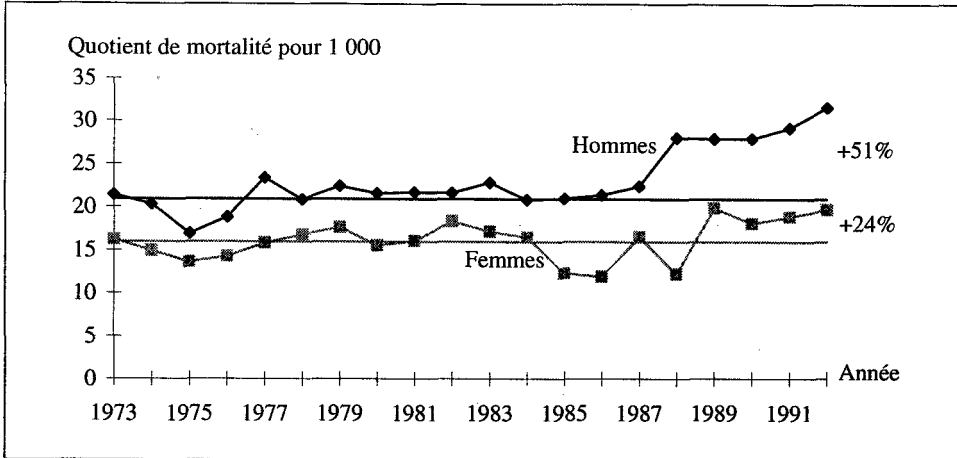


Figure 20. Évolution annuelle de la mortalité à 15-24 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

b) À 25-34 ans

De manière similaire, la mortalité du groupe d'âges 25-34 ans n'évolue guère avant 1983 (figure 21). Mais l'augmentation récente de la mortalité dans ce groupe d'âges est encore plus forte que dans le groupe d'âges précédent. Chez les hommes, l'augmentation est visible dès 1986, et en 1992 la probabilité de décès a doublé par rapport à la période 1973-1982. Chez les femmes, l'augmentation commence plus tard, en 1989, et reste moins forte que chez les hommes : le quotient de 1992 est néanmoins de 50 % supérieur à celui de la moyenne pour 1973-1982.

c) À 35-44 ans

Le groupe d'âges suivant (35-44 ans) suit un schéma d'évolution similaire (figure 22). La baisse tendancielle de la mortalité est insignifiante au cours de la période 1973-1982, mais en 1992, la mortalité a là aussi doublé chez les hommes, et augmenté de 48 % chez les femmes. La date du décrochage par rapport à la

tendance est, comme précédemment, plus précoce chez les hommes (1985) que chez les femmes (1989).

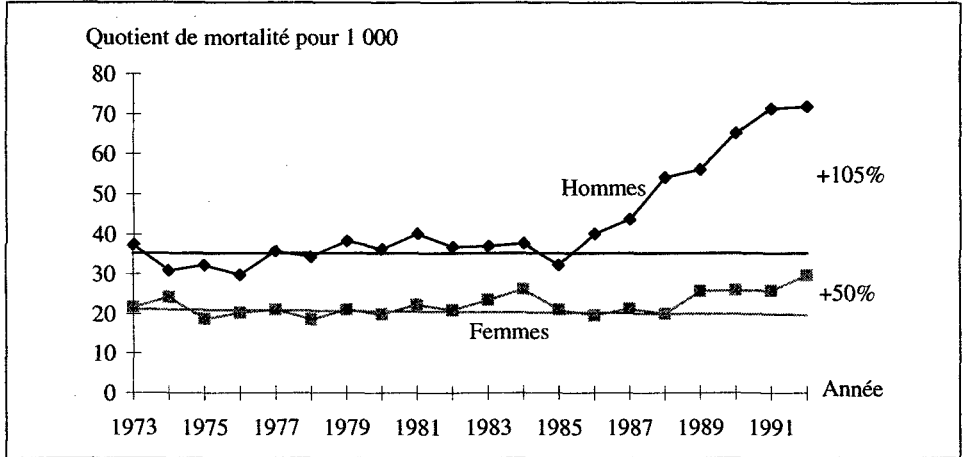


Figure 21. Évolution annuelle de la mortalité à 25-34 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

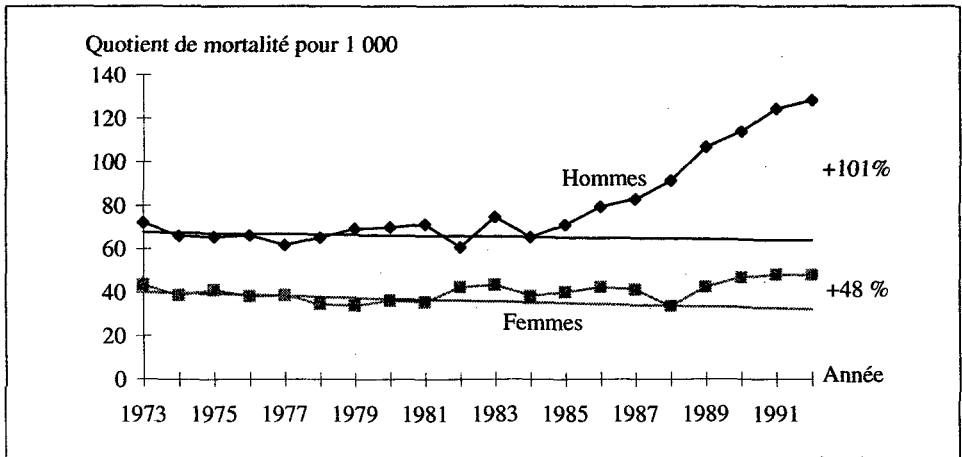


Figure 22. Évolution annuelle de la mortalité à 35-44 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

4. Évolution de la mortalité des adultes d'âge mûr

a) À 45-54 ans

À 45-54 ans, la mortalité a connu une baisse nettement plus prononcée au cours de la période 1973-1982 (figure 23). Par la suite, le même décrochage par rapport à la tendance est visible, approximativement aux mêmes dates (1986 chez les hommes et 1989 chez les femmes). Cependant, l'accroissement relatif de la mortalité est plus faible pour les deux sexes que dans le groupe d'âges précédent, et ce tant chez les hommes (+ 20 %) que chez les femmes (+ 29 %).

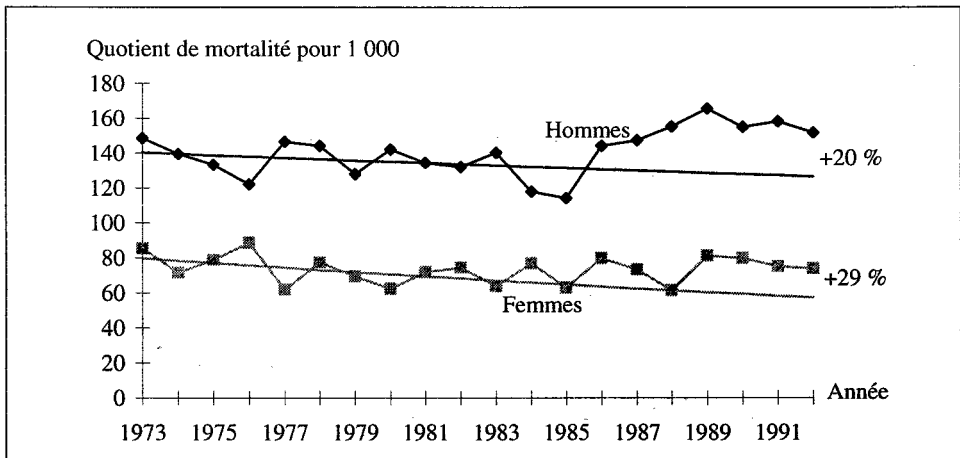


Figure 23. Évolution annuelle de la mortalité à 45-54 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

b) À 55-64 ans

À 55-64 ans, la tendance à la baisse observée de 1973 à 1982 est à nouveau presque imperceptible chez les hommes, et même nulle chez les femmes (figure 24). La mortalité augmente de nouveau dès 1986 chez les hommes et en 1992 le quotient dans ce groupe d'âges est de 19 % supérieur au quotient extrapolé. Chez les femmes, bien que durant les années 1989 à 1992 la mortalité ait été en moyenne

supérieure à celle de la période 1973-1982, il n'y a pas d'évolution bien nette et, au total, l'augmentation en 1992 n'a été que très faible (+ 6 %).

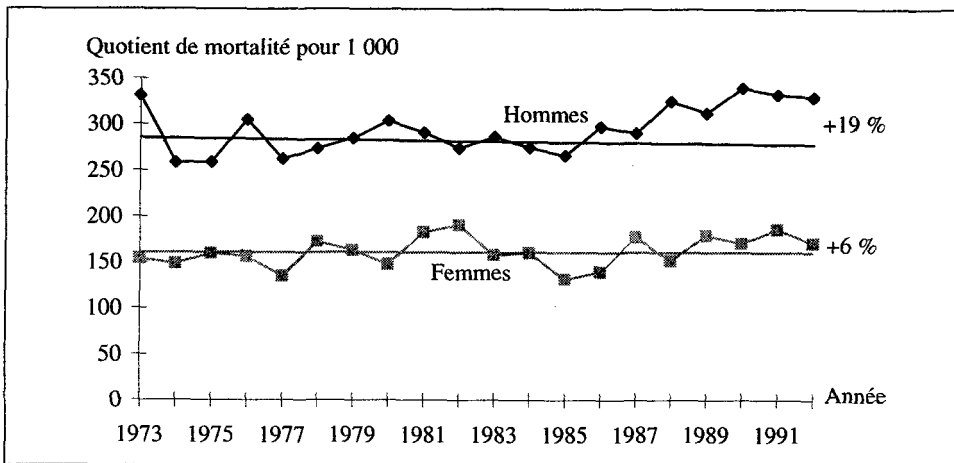


Figure 24. Évolution annuelle de la mortalité à 55-64 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

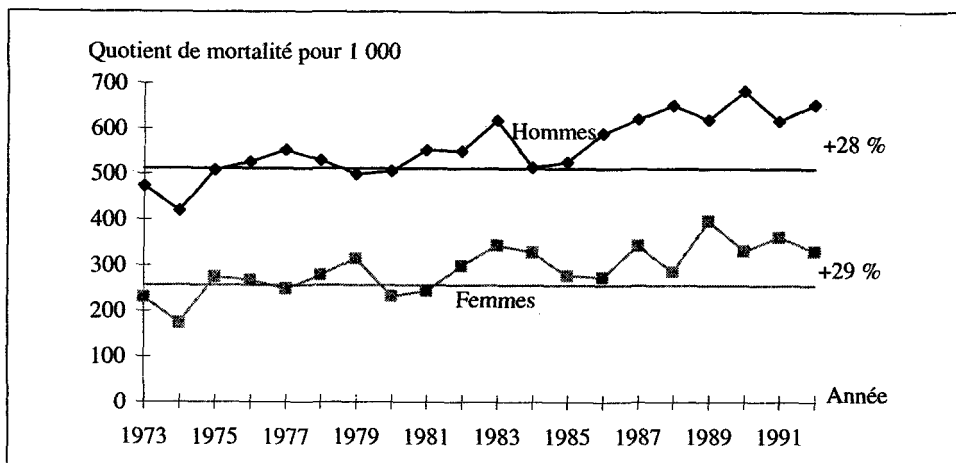


Figure 25. Évolution annuelle de la mortalité à 65-74 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

c) À 65-74 ans

Dans le dernier groupe d'âges considéré ici, les 65-74 ans, aucune tendance nette de la mortalité ne se dessine avant 1983, ni pour les hommes ni pour les femmes (figure 25). Chez les hommes, une augmentation de la mortalité est visible dès 1986, et, en 1992, la mortalité est de 26 % supérieure à celle de la moyenne 1973-1982. Chez les femmes, la mortalité augmente dès 1987, et, en 1992, le quotient est de 27 % supérieur à celui de la période de référence.

5. Évolution de l'espérance de vie à 15 ans

L'augmentation massive de la mortalité des adultes est visible dès 1986 chez les hommes et au moins depuis 1989 chez les femmes. En réalité, chez les femmes, 1987 était déjà nettement en dessous de la tendance et si 1988 semble au dessus, c'est sans doute en raison de la faible qualité des données cette année-là. Il n'y a pas d'explication épidémiologique évidente à la faible valeur de la mortalité en 1988 chez les femmes. Par contre, il faut se rappeler que 3,2 % des décès enregistrés en 1988 sont absents du fichier utilisé pour cette analyse (chapitre 3, section 4). Il se peut bien que ce déficit explique les irrégularités de l'année 1988. On peut donc dater à 1986 le moment auquel l'effet démographique du sida devient quantitativement visible.

Cette augmentation de la mortalité des adultes, se traduit par une perte très significative d'espérance de vie à l'âge de 15 ans, qui résume le coût du sida pour les adultes. En 1992, les hommes ont perdu 4,6 années d'espérance de vie à 15 ans par rapport à l'extrapolation des tendances antérieures (figure 26). De même, en 1992, les femmes ont perdu 1,4 an d'espérance de vie à 15 ans par rapport à l'extrapolation des tendances antérieures. L'effet du sida sur la mortalité paraît ici plus faible chez les femmes que chez les hommes. Une observation différente avait été faite par Kevin De Cock *et al.* (chapitre 2, section 5). Cette différence pourrait être due en partie au sous-enregistrement relatif des décès féminins à l'état civil, ainsi qu'aux biais de recrutement dans les observations faites à l'hôpital. Il semble bien, cependant, que les hommes soient plus touchés que les femmes.

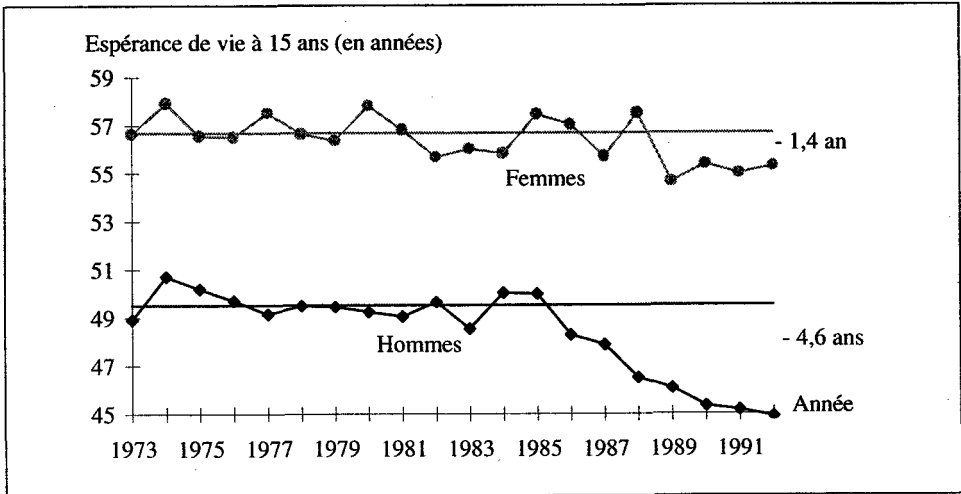


Figure 26. Évolution annuelle de l'espérance de vie à 15 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992

6. Estimation du nombre de décès attribuables au sida

Le nombre de décès attribuables au sida a été estimé par différence entre le nombre observé et le nombre attendu d'après l'extrapolation des tendances de la mortalité. Le nombre de décès attendu a été obtenu en multipliant les quotients extrapolés par la population à risque, et ceci par sexe, âge et année. Puis le nombre de décès en excès a été cumulé pour tous les âges. Le détail des calculs est présenté dans le tableau A-19.

Chez les hommes, il n'y a pas d'augmentation du nombre de décès avant 1986. Mais à partir de 1986, le nombre de décès attribuables au sida augmente rapidement, quasi exponentiellement, comme on s'y attendait d'après l'expérience des pays développés. Ce nombre passe de 451 décès en 1986 à 4 773 en 1992, soit une multiplication par dix du nombre de décès par sida en 6 ans (figure 27).

Chez les femmes, l'évolution est moins spectaculaire et aussi moins régulière⁸, mais le rythme de progression est tout aussi rapide. En 1992, 809 des décès de

⁸ Comme cela a été noté plus haut, la mortalité des femmes est apparemment plus faible que prévu en 1988, et donc aucun décès n'est attribuable au sida cette année-là.

femmes déclarées à l'état civil sont attribuables au sida, c'est-à-dire environ 6 fois moins que pour les hommes. Ce rapport de 1 à 6 est approximativement le même pour les deux premières années de l'épidémie (1986-1987). Il correspond aussi à celui noté par Kevin De Cock dans son étude sur les admissions à l'hôpital. Mais il ne correspond pas au rapport de masculinité de l'étude des cadavres, et pourrait être en partie le résultat du sous-enregistrement des décès féminins à l'état civil.

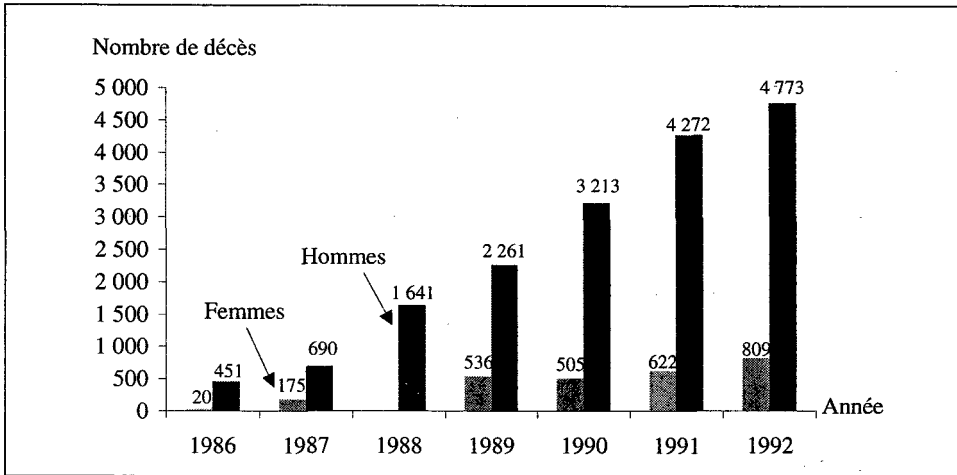


Figure 27. Estimation du nombre de décès de 15-74 ans attribuables au sida en Abidjan de 1986 à 1992

7. Profil par âge des décès attribuables au sida

La distribution par âge des décès attribuables au sida apparaît à la figure 28. Ce profil observé illustre bien les différences notées précédemment par Kevin De Cock et ses collègues. Les décès masculins passent par un pic à 30-39 ans et les décès féminins culminent à 25-34 ans. Ce schéma semble conforme aux observations fournies par les études de séroprévalence représentatives de l'ensemble de la population (chapitre 1, section 3).

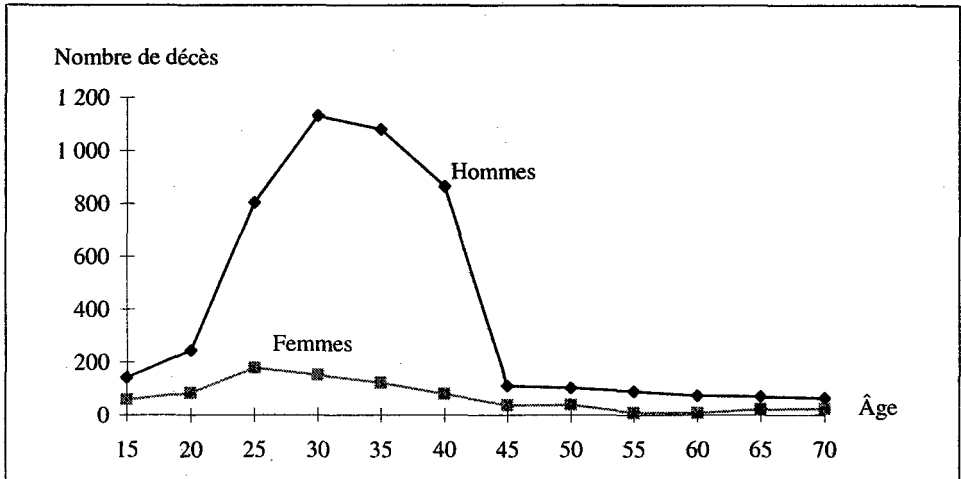


Figure 28. Estimation du nombre des décès attribuables au sida selon le sexe et l'âge, Abidjan, 1986-1992

8. Discussion

L'analyse des tendances des taux de mortalité par âge permet d'évaluer les conséquences démographiques du sida dans la ville d'Abidjan. L'estimation des décès attribuables au sida repose sur l'hypothèse que l'écart par rapport à l'extrapolation des tendances de la mortalité observée au cours de la période précédente peut être interprété comme l'effet de l'épidémie, et suppose que les données sont suffisamment précises pour mesurer cet écart.

Plusieurs arguments peuvent justifier cette hypothèse *a posteriori*. Les estimations du nombre de décès attribuables au sida sont compatibles à bien des égards avec ce qui était déjà connu ou présumé pour la ville d'Abidjan :

- la date de début du décrochage des courbes (1986) correspond à la date des premiers cas enregistrés dans les hôpitaux d'Abidjan (décembre 1985) ;

- à l'exception de l'année 1988, pour laquelle il y a un problème de données, les observations sont similaires pour les hommes et pour les femmes ;

- l'estimation du nombre de décès masculins en 1988 est du même ordre de grandeur que les estimations précédentes de Kevin De Cock et collègues ;

- l'estimation du nombre total de décès à 15-74 ans attribuables au sida en 1992 (18 990) est du même ordre de grandeur que celle qui résulte des projections faites à partir des études de séroprévalence (chapitre 7, section 2) ;

- l'augmentation du nombre de décès par sida entre 1986 et 1992, obtenue par différence, est quasi exponentielle, ce qui est semblable à ce qui a été observé au début de l'épidémie dans les pays développés où l'on possède des observations directes, comme aux États-Unis ;

- la structure par âge des décès attribuables au sida est cohérente avec celle que suggèrent les données hospitalières (maximum à 35-39 ans pour les décès masculins et maximum à 25-29 ans pour les décès féminins) : elle résulte à la fois du profil de mortalité et de la structure par âge très atypique de la population d'Abidjan ;

- la forte surmasculinité des décès correspond aussi à ce qui avait été observé dans d'autres études. Dans cette étude, on observe un rapport de 6,7 décès masculins pour 1 décès féminin attribuable au sida. Ce rapport de masculinité très élevé est la résultante du fort rapport de masculinité dans la population (1,33 hommes pour 1 femme de 25-44 ans en 1986-1992), de la forte surmortalité masculine habituelle (1,7 contre 1 à 25-44 ans lors de la période de référence de 1973-1982), de l'augmentation de mortalité due au sida plus forte chez les hommes (2 contre 1 chez les jeunes adultes), et des interactions de ces différents facteurs avec la structure par âge. Il se peut néanmoins que ce rapport soit exagéré par le sous-enregistrement des décès féminins à l'état civil.

On connaît les limites de la qualité des données de l'état civil, analysées au chapitre 2. Le sous-enregistrement des décès de résidents et le comptage à tort des décès de non-résidents se compensent dans une certaine mesure en Abidjan. Par ailleurs, l'enregistrement des décès semble s'être amélioré au cours du temps. Si donc il y a biais, il tendrait plutôt à sous-estimer les conséquences démographiques du sida.

Plusieurs questions demeurent sans réponse, surtout dans les groupes d'âges où les problèmes de données sont les plus aigus. Dans le groupe d'âges 0-14 ans, le nombre de décès observé excédait de 3 703 le nombre de décès prévu (1 914 garçons et 1 789 filles). Bien qu'il soit impossible de porter ici un jugement définitif, les données de l'état civil suggèrent que le sida a aussi eu un effet sur la mortalité des enfants. Cet effet est plus fort à 5-14 ans (2 179 décès) qu'à 0-4 ans (1 524 décès), ce dernier groupe d'âges étant celui où la qualité des données est la plus faible.

Même chez les hommes âgés (75 ans et plus), on note aussi une petite augmentation de la mortalité (+ 1 336 décès), mais cela n'est pas vrai chez les

femmes (- 202 décès). Cependant, il faut noter que les données sont particulièrement faibles dans ce groupe d'âges, probablement du fait des erreurs sur l'âge à la fois à l'état civil et au recensement, si bien qu'aucune conclusion ferme ne peut en être tirée.

L'estimation de l'effet du sida repose sur l'hypothèse que l'augmentation de la mortalité ne peut être due qu'au sida, et certes la concordance des dates entre l'augmentation brutale de la mortalité des adultes et les premiers cas cliniques observés dans les hôpitaux est frappante. Cependant, un autre phénomène pourrait être invoqué : la crise économique. Celle-ci commence un peu avant 1986 en Côte d'Ivoire, et on pourrait s'attendre à ce qu'elle ait eu un effet sur la mortalité. Si cela était le cas, on verrait un effet plus marqué chez les jeunes enfants et chez les jeunes femmes, catégories les plus sensibles aux crises économiques ; or c'est le contraire qui est observé. De plus, on verra au chapitre 6 que les causes de décès qui rendent compte de l'augmentation de la mortalité sont soit le sida, soit les maladies opportunistes du sida. Au contraire, les maladies qui en général accompagnent l'augmentation de la mortalité lors des périodes de crise (rougeole, coqueluche, etc.) sont en diminution comme cause de décès au cours de la période 1986-1992. L'hypothèse que l'augmentation de la mortalité mesure l'effet démographique du sida est donc la plus vraisemblable.

CHAPITRE 5

DIFFÉRENCES D'ÉVOLUTION DE LA MORTALITÉ SELON LE LIEU DE RÉSIDENCE, LE LIEU DE NAISSANCE ET LA PROFESSION

Les certificats de décès d'Abidjan mentionnent le lieu de naissance, le lieu de résidence et la profession du décédé, trois variables intéressantes pour une analyse différentielle de l'évolution de la mortalité. Malheureusement, faute de dénominateurs par sexe et âge pour chacune de ces variables, il n'est pas possible de calculer les taux de mortalité par sexe et âge permettant de reconstruire des tables de mortalité spécifiques, comme cela a été fait au chapitre précédent. Il n'est même pas toujours possible de calculer des taux bruts (tous âges) pour chaque catégorie. En ce qui concerne le lieu de résidence, il a été possible d'estimer, au moins approximativement, la population totale des communes d'Abidjan. Pour le lieu de naissance, on disposait de l'information sur l'origine des migrants au recensement de 1975, mais pas d'une manière suffisamment précise pour pouvoir l'utiliser. Pour la profession, aucun dénominateur n'était disponible avec le même niveau de détail. L'analyse repose donc ici principalement sur l'évolution du nombre de décès de chaque catégorie, évolution que l'on a pu, dans le cas du lieu de résidence, rapporter à l'évolution de la population totale de la catégorie en cause, mais pas sur l'évolution des quotients de mortalité par sexe et âge comme précédemment. Dans chaque cas, on a essayé de calculer l'accroissement du nombre de décès (après l'avoir divisé ou non par un dénominateur) et l'approche a consisté à comparer l'accroissement du nombre de décès entre les différentes catégories de lieu de résidence, de lieu de naissance ou de profession, de manière à déceler les catégories vraisemblablement les plus touchées par l'épidémie de sida. Le lecteur devra se souvenir que certaines de ces évolutions peuvent aussi être attribuées à celles des dénominateurs non identifiés. Par exemple une soudaine augmentation des décès dans une catégorie socioprofessionnelle partiellement ou entièrement due à une augmentation de la population de ce groupe. Les résultats de cette analyse différentielle doivent donc être considérés avec prudence.

COMPLÉTUDE DE L'INFORMATION CONCERNANT LES TROIS VARIABLES

Des 144 111 certificats de décès de la période 1973-1992 retenus pour cette étude (sans compter les mort-nés), 91 % contiennent une information sur le lieu de résidence, 95 % une information sur le lieu de naissance et 89 % une information sur la profession. Cependant, on le sait, la profession n'a pas été codée dans le fichier de 1974-1976 (chapitre 3, section 3).

1. Différences de mortalité selon le lieu de résidence

La plupart des décès enregistrés à Abidjan ont trait à des résidents du grand Abidjan (chapitre 3, section 5 et tableau 17). Le pourcentage de non-résidents est plus élevé chez les hommes que chez les femmes, et plus fort chez les adultes de 15-59 ans que chez les enfants ou les personnes âgées. Ce pourcentage a tendance à diminuer avec le temps, de 1973 à 1992. Au cours de la période la plus récente (1988-1992), 11 % des décès d'hommes et 8 % des décès de femmes se sont produits chez des non-résidents. Pour les résidents d'Abidjan, l'information concernant les certificats de décès a été codée au niveau de la commune.

a) Les communes d'Abidjan

Abidjan est divisée en 10 communes, où sont d'ailleurs situés les nouveaux centres d'état civil : Plateau, Abobo, Adjamé, Attiecoubé, Cocody, Koumassi, Marcory, Port-Bouët, Treichville, et Yopougon. Ces dix communes ont des histoires particulières et des populations spécifiques. Haeringer (1977) a étudié le développement de la ville et a distingué trois phases : la ville coloniale, la ville portuaire, et le nouveau périmètre. La ville coloniale se développa d'abord autour du wharf de Port-Bouët, puis sur le Plateau, centre administratif de la cité. Deux quartiers populaires et à majorité africaine se sont développés autour de ce centre original : Treichville au sud et Adjamé au nord. La ville s'est ensuite étendue rapidement, après l'ouverture du canal du Vridi, qui relie la haute mer à la lagune, et la construction du port en eaux profondes (1950). Au cours de cette seconde

phase, les nouveaux quartiers de Koumassi et Marcory au sud, de Attiecoubé et Cocody au nord, s'étendirent rapidement ainsi que Port-Bouët. L'extension la plus récente, c'est-à-dire depuis 1970, a surtout concerné les quartiers de Abobo au nord et de Yopougon au nord ouest de la ville, sorte de villes nouvelles champignons qui abritent maintenant plus de la moitié de la population totale d'Abidjan.

b) Typologie de l'habitat

Le type d'occupation des sols dans les différents quartiers d'Abidjan est très varié, avec des constructions de grande diversité de statut socio-économique à l'intérieur d'un même îlot. Mais il y a de grandes différences entre les élégantes villas de Cocody et les habitats précaires d'Abobo ou de Port-Bouët. Plusieurs typologies de l'habitat ont été proposées pour Abidjan. Par exemple, le classement en quatre catégories : résidentiel, économique, évolutif, et spontané (Antoine *et al.*, 1987). Cette typologie recouvre plusieurs concepts : statut socio-économique des habitants, qualité de l'habitat, disponibilité des commodités modernes (eau courante, électricité, égouts etc.), et statut légal de la propriété (moderne ou traditionnel). Ces catégories sont assez fortement corrélées au statut migratoire.

La catégorie "habitat résidentiel" inclut les maisons individuelles modernes spacieuses, en particulier les villas, de la classe la plus aisée. La taille du ménage peut être importante, mais l'espace habitable est en conséquence. La catégorie "habitat économique" recouvre un habitat collectif de type moderne, de qualité moyenne, mais avec les commodités modernes : c'est l'équivalent local du HLM français. La catégorie "habitat évolutif" constitue le mode le plus ancien et peut-être le plus original d'Abidjan. Le terme "évolutif" renvoie à la coutume d'ajouter des pièces ou des étages à une construction de base pour répondre aux besoins du ménage. L'habitat est organisé autour d'une cour centrale. De 1979 à 1985, la strate "habitat évolutif" a considérablement augmenté (+ 20 %). Les quartiers de Treichville et d'Adjamé sont principalement faits d'habitat évolutif. La densité de population dans ces quartiers augmente graduellement, avec l'évolution des maisons et l'amélioration des voies de communication. La quatrième catégorie, "habitat spontané" inclut à la fois des villages traditionnels, qui existaient avant la construction de la ville moderne, et de l'habitat informel, illégal, l'habitat des catégories les plus marginalisées et de certains migrants récents.

c) Stratification sociale

La majorité de la population d'Abidjan (58 %) vit en "habitat évolutif", catégorie qui regroupe 70 % des migrants étrangers. Vient ensuite l'"habitat

économique" (24 %), les deux autres strates étant de moindre importance. Nous avons réuni pour les besoins de cette analyse l'"habitat économique" et l'"habitat résidentiel". Ces quatre types d'habitat, définis par Philippe Antoine *et al.*, sont étroitement liés au statut socio-économique, au statut migratoire et au niveau de santé, comme le montre le tableau 18. C'est dans la strate "spontané" qu'on observe la plus forte proportion d'immigrés (80 %) mais cette proportion est aussi très forte en "habitat évolutif" (70 %). Elle est beaucoup plus faible (de l'ordre de 10 %) dans les deux autres strates. Du côté de la santé, notons que la mortalité des moins de 5 ans était de 2,3 fois plus élevée en "habitat économique" qu'en "habitat résidentiel" et que ce rapport passe à 3,8 pour l'"habitat évolutif" et à 6,4 pour l'"habitat spontané". Pratiquement tous les logements dans les strates "résidentiel" et "économique" ont l'eau courante et les égouts, alors que dans le type "spontané" seuls 9 % et 3 % des logements respectivement ont ces commodités. Le pourcentage de ménages à un faible revenu (moins de 100 000 CFA, soit environ 300 ECU) varie de 7 % dans la strate "résidentiel" à 77 % dans la strate "spontané".

Tableau 18. Caractéristiques socio-économiques de la population d'Abidjan par type d'habitat, 1978

Caractéristiques	Type d'habitat				
	Résidentiel	Économique	Évolutif	Spontané	Total
Proportion de la population totale résidant dans la strate (%)	9,0	24,2	58,5	8,3	100,0
Proportion du total des immigrés étrangers résidant dans la strate (%)	3,3	7,3	70,1	19,3	100,0
Part des immigrés étrangers dans la population totale de la strate (%)	12,7	10,3	41,2	79,7	
Mortalité à 0-4 ans : (q_0), pour 1 000 naissances	26	61	100	167	
Proportion de logements avec l'eau courante (%)	100	98	22	9	
Proportion de logements avec l'accès aux égouts (%)	100	100	14	3	
Proportion de personnes isolées (ménages de taille 1) (%)	8,0	4,8	13,3	20,6	
Proportion de ménages à faible revenu (inf. à 100 000 CFA) (%)	7,0	18,0	50,2	76,7	

Source : Antoine *et al.*, 1987 (tableaux 33, 38, 39, 44).

La structure par âge varie aussi très fortement avec le type d'habitat (Antoine *et al.*, 1987, figures 8 et 9). Dans le type "résidentiel", il y a une forte proportion de jeunes filles et jeunes femmes de 10-24 ans, probablement de jeunes bonnes servant dans les familles aisées. Cette forte proportion de jeunes filles et jeunes femmes se retrouve aussi dans le type "économique", mais de manière moins prononcée. Au contraire, il y a une forte proportion de jeunes hommes de 20-34 ans dans les deux autres strates, surtout dans la strate "évolutif". Ce sont vraisemblablement de jeunes immigrés. La répartition des enfants selon l'âge est aussi atypique dans ces deux dernières strates. La proportion d'enfants de 0-4 ans y est particulièrement forte comparée à celle des 5-9 ans et des 10-14 ans, ce qui suggère que les familles des strates "évolutif" et "spontané" sont souvent faites de jeunes couples avec leurs premiers enfants.

Tableau 19. Accroissement du taux de mortalité à 15-44 ans de 1981-86 à 1992, et distribution des ménages par type d'habitat, selon la commune

Commune	Accroissement du taux de mortalité (%)	Répartition de la population selon le type d'habitat			
		Résidentiel %	Économique %	Évolutif %	Spontané %
Abobo	75	1	3	83	13
Koumassi	65	0	24	50	26
Marcory	60	20	29	42	9
Treichville	57	4	15	80	1
Plateau	51	57	43	0	0
Adjamé	44	1	18	72	9
Yopougon	43	1	56	32	11
Cocody	34	51	14	4	31
Port-Bouët	19	1	31	2	66
Attiecoubé	16	1	3	60	36

Source : Antoine *et al.*, 1987 (table 22).

d) Estimation de la population et des taux de mortalité des communes

Pour comparer les mortalités des dix communes, nous avons estimé les effectifs annuels de population de 15-44 ans de chaque commune à partir des recensements de 1975 et 1988. Ces estimations ont été obtenues par interpolation log-linéaire au premier juillet de chaque année (l'hypothèse étant que le taux annuel de croissance est resté constant entre les deux recensements). La structure par sexe et âge n'étant pas disponible par commune, la population de 15-44 ans a été estimée

en appliquant à chaque commune la proportion observée pour la population totale de la ville.

Les taux de mortalité à 15-44 ans ont ensuite été calculés pour chaque commune en rapportant les décès du groupe d'âges aux populations estimées. Le groupe d'âges 15-44 ans a été choisi parce qu'il est le plus fortement affecté par l'épidémie de sida. Un taux d'augmentation de la mortalité a enfin été calculé en rapportant les taux moyens de 1988-1992 aux taux moyens de 1983-1987. Le choix de ces périodes se justifie par leur importance dans la dynamique de l'épidémie de sida, ainsi que par le besoin de choisir une période de référence aussi proche que possible du début de la montée des cas de sida. Ceci permet en particulier d'éliminer, au moins en partie, l'effet des évaluations antérieures, comme c'est par exemple le cas pour Abobo et Yopougon (chapitre 4)⁹.

e) Évolution de la mortalité de 1983-87 à 1988-92

L'augmentation des taux de mortalité à 15-44 ans est forte dans toutes les communes d'Abidjan (figure 29, tableau 19, tableau A-20). Cependant, cet accroissement de 1983-1987 à 1988-1992 varie considérablement selon la commune, d'un minimum de 16 % à Attiecoubé à un maximum de 75 % à Abobo.

Outre Abobo, les plus fortes augmentations de la mortalité adulte ont lieu à Koumassi (65 %), Marcory (60 %), et Treichville (57 %). Treichville et Abobo sont les deux communes où les proportions d'habitat "évolutif" sont les plus fortes (78 % et 76 % respectivement). Ce sont aussi des communes où se trouvent de larges îlots de pauvreté.

Les plus faibles augmentations de la mortalité adulte ont lieu à Cocody (34%), le quartier le plus "riche", à Attiecoubé (16 %) et à Port-Bouët (19 %). À Yopougon l'accroissement est de 43 %. Le quartier du Plateau, qui avait la mortalité la plus faible au cours de la période de référence, connaît aussi une forte augmentation (51 %), mais cette estimation est fortement affectée par de fortes fluctuations aléatoires liées à la petite taille de l'échantillon.

Abobo est la commune dont la population s'est le plus accrue, la commune où les flux d'immigrants sont les plus forts. En 1983-1987, le taux de mortalité des jeunes adultes était plus faible à Abobo que dans la plupart des communes d'Abidjan, mais il arrive en 1988-1992 en troisième position. L'analyse détaillée de

⁹ En fait, on observe une forte corrélation ($r = 0,79$) entre l'augmentation de la mortalité de 1983-1987 à 1988-1992 et l'augmentation de la mortalité calculée comme dans le chapitre 4, c'est-à-dire de 1973-1982 à 1992. Même si on avait retenu ce dernier calcul, les principales conclusions auraient été les mêmes, bien que les estimations de l'accroissement de la mortalité aient été moins stables.

la tendance sur 20 ans montre que l'augmentation de la mortalité y a été particulièrement forte à partir de 1986, date des premiers cas de sida : 181 % entre 1975-1982 et 1988-1992 (figure 30).

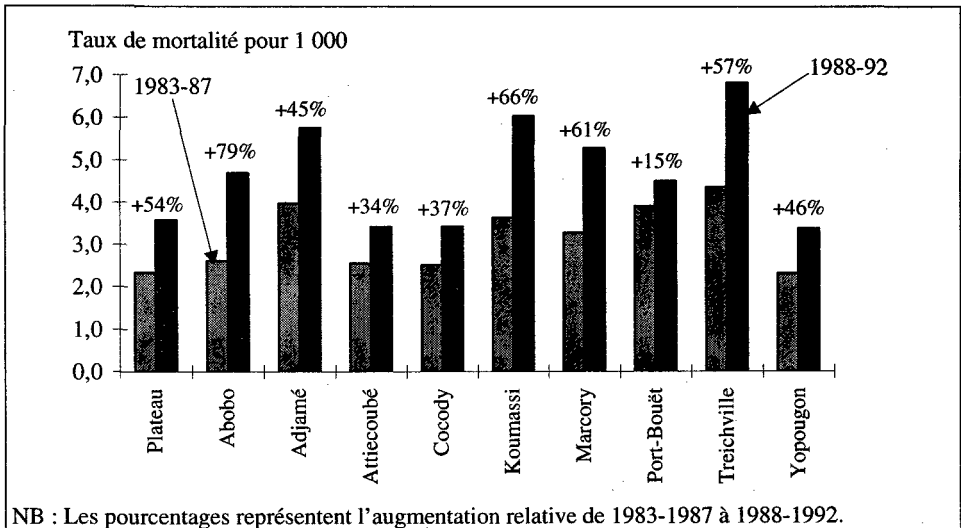


Figure 29. Augmentation de la mortalité à 15-44 ans de 1983-87 à 1988-92, dans chacune des dix communes d'Abidjan (taux de mortalité pour 1 000)

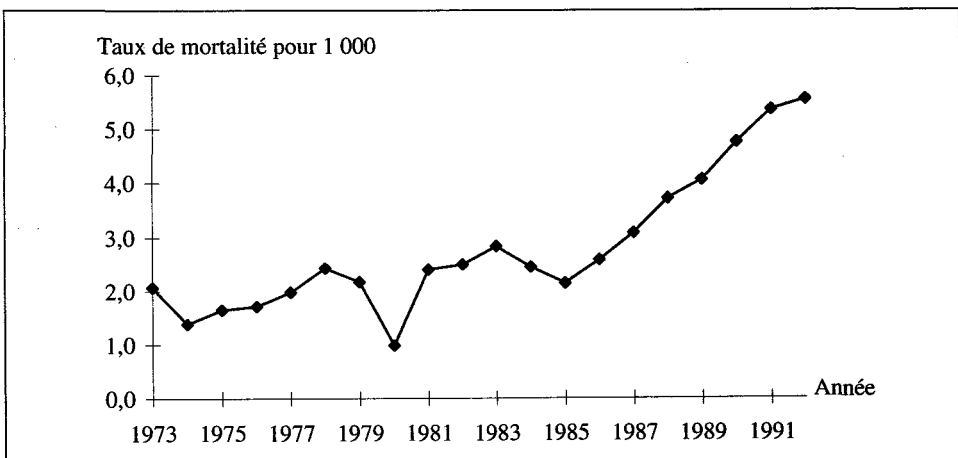


Figure 30. Évolution du taux de mortalité des 15-44 ans à Abobo de 1975 à 1992

f) Corrélation entre augmentation de la mortalité et type d'habitat

Faute d'informations plus fines, nous devons nous limiter ici à une étude de corrélation entre valeurs agrégées. Certes, ce type de corrélation a une portée limitée, mais il permet de révéler certaines liaisons intéressantes.

Pour chaque type d'habitat, nous avons étudié séparément la corrélation entre la proportion de ménages appartenant au type d'habitat concerné (variable indépendante) et l'augmentation de la mortalité (variable dépendante). Cette corrélation peut se résumer par une droite de régression (figures 31a, b, c). Elle est positive avec le type "évolutif" : plus la proportion de la population vivant dans ce type d'habitat est forte, plus l'augmentation de la mortalité est forte. C'est le contraire qui se produit, tant pour l'"habitat spontané" que pour l'"habitat résidentiel".

Le niveau de signification de ces différences reste cependant très faible. Si toutes les communes sont conservées avec le même poids, la corrélation n'est pas significative au seuil $p < 0,05$. Mais deux communes semblent très atypiques par rapport au schéma de régression : Plateau et Attiecoubé. Le Plateau est particulièrement instable du fait de sa taille très faible (quelques dizaines de décès par an) et Attiecoubé semble un quartier atypique dans l'agglomération à bien des égards. Si on retire ces deux quartiers du calcul de la régression, la corrélation devient claire et statistiquement significative ($p \leq 0,05$, $R^2 = 0,61$).

L'interprétation de ce type de résultat est délicate, car basée sur des approximations. Cependant les résultats suggèrent que certaines structures familiales, étroitement liées au type d'habitat, sont plus propices à la transmission du VIH que d'autres. Ce point mériterait d'être analysé plus en détail, notamment en fouillant le rôle de la nuptialité, des migrations et de l'autonomie des membres du ménage. Sans aller plus loin dans le domaine des causalités, les résultats ont cependant une portée plus générale. Ils indiquent que le sida ne semble pas concentré dans les strates les plus pauvres (qui vivent dans le "spontané") ou les plus aisées de la société (qui vivent dans le "résidentiel"), comme on le pense parfois pour l'Afrique, mais dans la classe moyenne. Cette classe, surtout quand elle vit dans le statut précaire symbolisé par l'habitat "évolutif", apparaît clairement ici la plus touchée.

Attiecoubé et Adjamé semblent avoir eu une augmentation de la mortalité adulte plus faible que prévue par la régression. Ce sont deux quartiers assez anciens, où les structures familiales sont peut-être plus stables que dans les autres communes. Le cas de Treichville est plus difficile à interpréter, mais la différence par rapport à la droite de régression est aussi plus faible. Ces interprétations restent spéculatives, et d'autres types de recherches sont nécessaires pour élucider cette corrélation apparente entre type d'habitat, structure familiale et le sida.

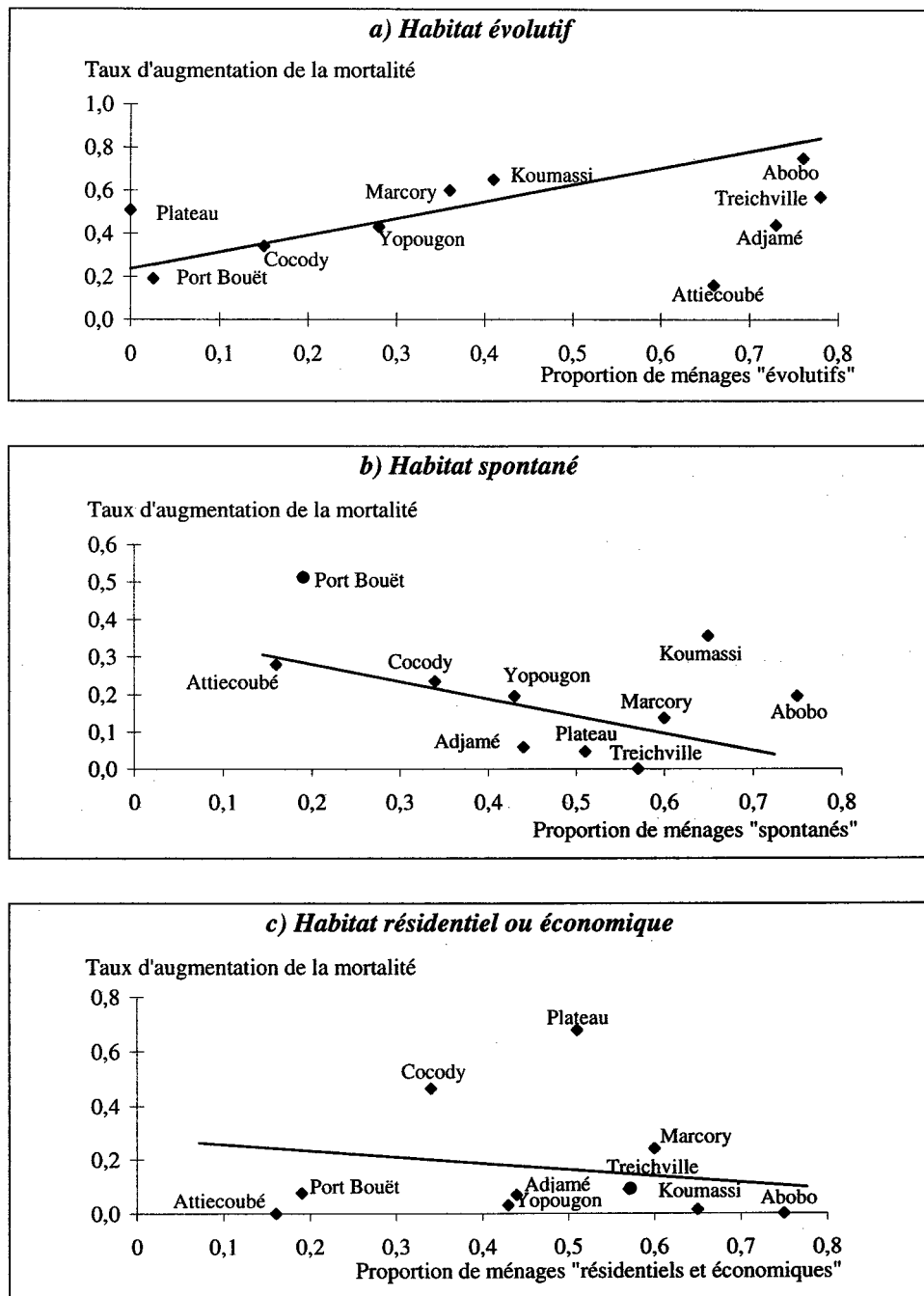


Figure 31. Corrélation entre le taux d'augmentation de la mortalité adulte (15-44 ans) entre 1983-1987 et 1988-1992 et la proportion de ménages vivant dans un type d'habitat donné, selon les communes d'Abidjan

g) Discussion sur le type d'habitat

Divers articles ont déjà abordé cette question des différentiels, et certains ont suggéré que les élites africaines seraient proportionnellement plus affectées par le sida. Dans une analyse multivariée, le statut sérologique des femmes était plus fortement corrélé avec le statut socio-économique du partenaire masculin qu'avec leur propre statut socio-économique (Essex, 1994 ; Ainsworth et Mead Over, 1994). Ceci est peut-être vérifié pour les groupes les plus favorisés, que l'on ne peut pas identifier précisément dans cette analyse, et qui sont aussi peut-être plus susceptibles d'être traités à l'hôpital. Mais au niveau de l'ensemble de la population, cette relation ne semble pas importante. Ainsi, le Plateau et Cocody, les deux quartiers les plus affluents d'Abidjan ont des mortalités parmi les plus faibles en 1988-1992, et des augmentations modérées depuis la période 1983-1987. Jusqu'en 1992 au moins, il semble que ce sont les communes de la classe moyenne qui ont le plus souffert du sida, en proportion plus que les quartiers les plus aisés et que les quartiers les plus pauvres.

2. Différences de mortalité selon le lieu de naissance

On a vu plus haut que l'essentiel de la population d'Abidjan est née en dehors de la ville, soit en Côte d'Ivoire, soit dans les pays limitrophes ou dans d'autres pays étrangers. On retrouve la trace évidente de cet état de fait dans la statistique des décès. Parmi les individus décédés pour lesquels on connaît le lieu de naissance, seulement 6 % sont nés en Abidjan. Parmi ceux nés hors d'Abidjan, 40 % sont nés dans d'autres communes de la Côte d'Ivoire, 11 % au Burkina Faso, 7 % au Mali, et 2 % au Ghana (tableau A-21).

a) Évolution du nombre de décès selon le lieu de naissance

L'analyse de l'évolution de la mortalité selon le lieu de naissance a aussi été limitée au groupe d'âges 15-44 ans, le plus vulnérable au sida. Dans le cas du lieu de naissance, l'indicateur retenu est l'augmentation du nombre brut de décès au cours de la période 1973-1992, faute de connaître la structure de la population par sexe et âge pour chaque lieu de naissance. L'augmentation du nombre de décès a été calculée comme le rapport du nombre de décès en 1992 au nombre annuel moyen observé entre 1973 et 1982. L'augmentation la plus forte a eu lieu chez les personnes nées en Abidjan (augmentation de 6 fois), suivies par les personnes nées en Côte d'Ivoire hors Abidjan (augmentation de 3,7 fois) et par les personnes nées à l'étranger. Chacun de ces groupes a été analysé séparément.

b) Évolution du nombre de décès de personnes nées en Abidjan

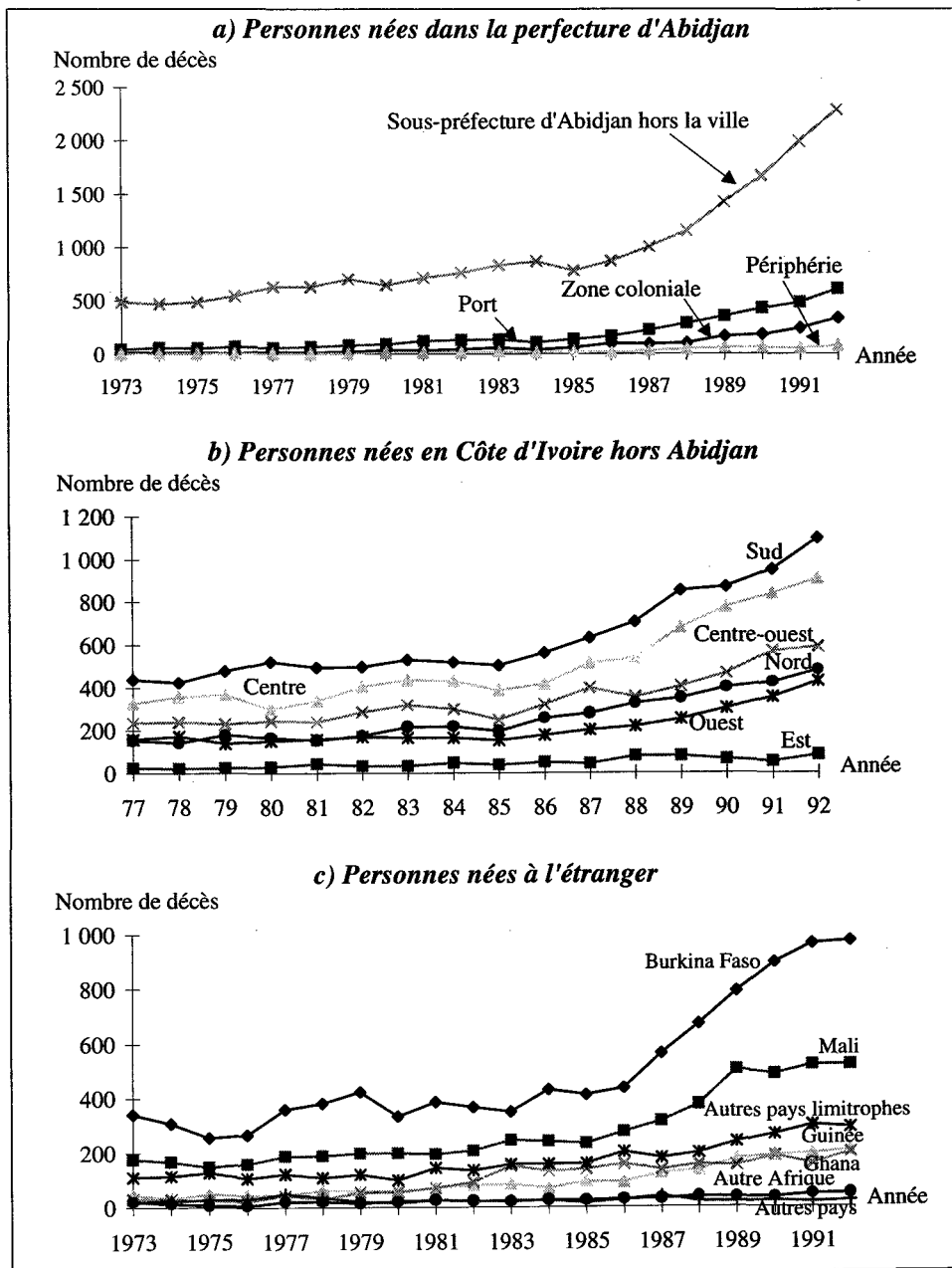


Figure 32. Évolution annuelle du nombre de décès à 15-44 ans selon le lieu de naissance, Abidjan, 1973-1992

Les décès de personnes nées dans la préfecture d'Abidjan (les dix communes plus les autres sous-préfectures) ont été groupés en trois zones selon la typologie d'Haeringer (1977) : zone "coloniale" (Adjamé, Attiecoubé, Cocody, Plateau et Port-Bouët), zone "portuaire" (Koumassi, Marcory, et Treichville) et zone "périphérique" (Abobo et Yopougon).

C'est la zone dite "coloniale" qui a connu le plus fort accroissement du nombre de décès : une multiplication par 15,4 entre 1973-1982 et 1992 (figure 32a). Cet accroissement des décès chez les natifs des quartiers les plus anciens pourrait s'expliquer par la forte augmentation de la population dans ces quartiers au commerce très actif dans les années 1950. Chez les natifs de la zone "portuaire", le nombre de décès a été multiplié par 7,9. Bien que plus faible que le groupe précédent, cet accroissement reflète probablement aussi l'augmentation de leur population au cours des années 1950. Le nombre de décès chez les natifs de la zone "périphérique est, lui, multiplié par 8,7. Ceci reflète aussi probablement encore une augmentation de la population, mais ici les effectifs sont faibles, et ces décès ne représentent qu'une petite fraction des décès de la ville. L'augmentation des décès de personnes nées dans les autres sous-préfectures se situent entre les deux premières zones d'Abidjan. Là encore, il est difficile de tirer des conclusions sans connaître les dénominateurs.

c) Évolution du nombre de décès parmi les Ivoiriens nés en dehors d'Abidjan

L'enquête de séro-prévalence de 1989, on le sait, a montré une grande diversité de situation entre les provinces de Côte d'Ivoire (chapitre 2, section 3). La prévalence du VIH la plus forte chez les adultes se trouvait dans le sud (8,3 %), la région la plus proche d'Abidjan, et dans l'est, vers la frontière ghanéenne (7,3 %). La séro-prévalence était moyenne au centre (6,0 %), et dans l'ouest (4,2 %), et la plus faible dans nord (2,2 %) (Gershy-Damet 1991).

L'augmentation du nombre de décès observés à Abidjan a été très forte après 1986 chez les personnes nées en Côte d'Ivoire hors de la capitale. De 1973-1982 à 1992, on assiste à une multiplication par 2,3 ou 3,0 selon la région d'origine. L'augmentation semble la plus forte chez les personnes nées dans le nord, région où l'on rencontre la plus faible séro-prévalence, dans l'est et dans l'ouest (figure 32b).

Au contraire, l'augmentation la plus faible a eu lieu au sud, région qui avait la plus forte séro-prévalence en 1989. Il n'y a pas de correspondance directe entre la séro-prévalence dans la zone d'origine et l'augmentation du nombre de décès en Abidjan des personnes nées dans cette zone. Ceci est probablement dû à l'effet du dénominateur. Si les migrations à partir de la zone nord augmentent plus

rapidement que les autres, on peut s'attendre à observer un nombre de décès plus élevé malgré une plus faible séro-prévalence. Ce cas illustre bien les difficultés et les limites de l'analyse différentielle quand on ne maîtrise pas les dénominateurs.

d) Décès de personnes nées à l'étranger

Le nombre de décès de personnes nées à l'étranger a évolué différemment de celui des décès des natifs de Côte d'Ivoire. L'augmentation du nombre de décès est beaucoup moins spectaculaire, et tend à se stabiliser, voire à diminuer au cours des dernières années (figure 32c). C'est le cas pour les Burkinabés, pour lesquels on observe une diminution en 1992, les Maliens, et les Guinéens à partir de 1990, ainsi que pour les Ghanéens et pour l'ensemble des autres Africains.

Ceci peut être dû à plusieurs facteurs. Premièrement, le nombre d'immigrants étrangers peut avoir diminué au cours des dernières années, comme cela est suggéré par l'évolution de la structure de la population, probablement en réponse à la crise économique des années 1980 et peut-être en réponse à l'épidémie de sida. Deuxièmement, les étrangers qui sont malades peuvent rentrer dans leur pays. Ainsi, par exemple, on trouve de nombreux témoignages de migrants Burkinabés infectés par le VIH qui rentrent dans leur village pour y décéder. Troisièmement, les migrants étrangers étaient peut-être plus à risque au début de l'épidémie, et donc on peut assister à un recul relatif dans ce groupe après 1989. Mais cette dernière hypothèse est la moins probable, car du fait du déplacement de l'épidémie de VIH-2 vers VIH-1, on se serait plutôt attendu au contraire. Ces hypothèses restent spéculatives, et on aurait besoin de recherches plus approfondies pour répondre à ces questions.

3. Différences de mortalité par profession

Les informations disponibles sur la profession sont encore plus limitées que les précédentes. D'abord, il faut rappeler que le fichier de 1974-1976 ne comporte pas d'informations sur la profession. De plus, il n'y a pratiquement aucune base pour une confrontation avec la population par profession. Le seul tableau de population disponible par profession pour la ville d'Abidjan provient du recensement de 1975, mais les catégories utilisées ne correspondent pas à celles utilisées à l'état civil. On a donc dû se contenter d'analyser l'évolution du nombre de décès des 15-44 ans, par sexe et par grandes catégories de profession.

Enfin, l'information sur la profession est d'autant moins opérationnelle que de nombreux décès se produisent chez des personnes sans profession (14,4 % chez les hommes et 64,4 % chez les femmes), et que beaucoup des professions déclarées sont soit informelles, soit peu précises, soit même non spécifiées (8,9 % chez les hommes et 8,3 % chez les femmes) (tableau 20). Parmi les principales professions, il faut noter la place essentielle que tient la catégorie des commerçants et commerçantes qui peut recouvrir une grande variété de situations, difficiles à interpréter. Autre résultat surprenant : le grand nombre de décès parmi les "élèves", tant chez les hommes que chez les femmes. Il pourrait être dû à une confusion entre "élèves" et "éleveurs" lors de la codification (chapitre 6, section 2). Pour les hommes, le terme "planteur" renvoie probablement à des hommes qui résident hors Abidjan, mais qui viennent y décéder. Les autres catégories importantes pour les hommes sont les travailleurs non qualifiés, les chauffeurs, les mécaniciens, les tailleurs et les gardiens. Comme ces groupes représentent des effectifs importants de la ville d'Abidjan, il est normal de les voir contribuer largement au nombre de décès de la ville. Pour les femmes, la même observation peut s'appliquer aux bonnes, vendeuses à la sauvette, secrétaires et coiffeuses et tresseuses. En revanche, la catégorie des femmes "tailleur" tient ici une place surprenante. L'absence de dénominateurs fiables pour ces catégories professionnelles limite notre capacité à pousser plus loin les comparaisons par profession détaillée.

Tableau 20. Nombre de décès de 15-44 ans selon le sexe et la profession, Abidjan, 1973-1992

Sexe masculin		Sexe féminin	
Profession	Nombre de décès	Profession	Nombre de décès
Commerçant	2 700	Commerçante	1 246
Manoeuvre	2 390	Elève ?	830
Planteur	2 284	Tailleur	465
Elève ?	2 230	Bonne	391
Chauffeur	2 209	Vendeuse	247
Mécanicien	1 188	Secrétaire	243
Tailleur	1 161	Coiffeuse	115
Gardien	1 018		
Autres cas	13 202	Autres cas	685
Sans profession	5 308	Ménagère	9 967
Inconnu	3 275	Inconnu	1 279
Total	36 985	Total	15 468

Pour l'analyse systématique de l'augmentation des décès, nous avons regroupé les professions en 13 catégories, à savoir : les cadres et professions libérales, les

employés, les commerçants, les artisans, les agriculteurs, les élèves et enseignants, les professions médicales, les artistes, les religieux, le secteur informel (surtout les vendeurs à la sauvette), les domestiques, les retraités et une catégorie à part, considérée particulièrement vulnérable : les chauffeurs et les prostituées, et une catégorie résiduelle intitulée "autres et inconnus" (tableau A-22).

a) Augmentation du nombre de décès dans les professions masculines

Du côté des hommes, c'est chez les "artistes" que l'on observe le plus fort accroissement du nombre de décès entre 1981-1986 et 1992 (figure 33). Ce nombre a été multiplié par 6 au cours de la période. Cette catégorie regroupe les musiciens et les autres artistes. Cependant, les effectifs de décès sont faibles : 38 au cours de la période 1988-1992 contre 14 au cours de la période de 5 ans précédente. Une autre catégorie semble aussi avoir été fortement frappée : le secteur informel, qui inclut surtout les vendeurs à la sauvette, pour lequel le nombre de décès a été multiplié par 4,2. À l'autre bout, on trouve les agriculteurs, qui ont eu la plus faible augmentation relative des décès, suivis par les élèves et enseignants. Les agriculteurs sont soit des personnes vivant à la périphérie d'Abidjan, soit des agriculteurs non-résidents qui viennent pour y décéder. Quant aux autres catégories, y compris les "sans emploi" et les "autres et inconnus", elles ont connu des augmentations comparables, de l'ordre de 90 à 140 %. Aucune augmentation anormale du nombre de décès n'est à noter parmi les professions médicales, qui incluent médecin, sage femmes, infirmiers et divers assistants médicaux.

b) Augmentation du nombre de décès dans les professions féminines

Chez les femmes, c'est dans le secteur informel que l'on rencontre la plus forte augmentation du nombre de décès. En 1992, ce groupe a connu huit fois plus de décès qu'en 1981-1986, passant de 5 décès annuels en moyenne à 49. Le groupe des "vendeuse à la sauvette" représente 99 % de cette catégorie. Il est difficile de déterminer *a posteriori* qui a été inclus dans ce groupe. On ne peut pas exclure que les prostituées y aient été classées, car une seule personne a été codée comme prostituée dans tout le fichier. Les catégories les plus affectées sont ensuite les cadres, les commerçantes et les artisanes. Mais ces augmentations portent sur de faibles effectifs. Chez les secrétaires, l'augmentation a été de 79 %, et de 59 % parmi les élèves et enseignantes, ce qui est probablement comparable à l'augmentation de ces groupes dans la population.

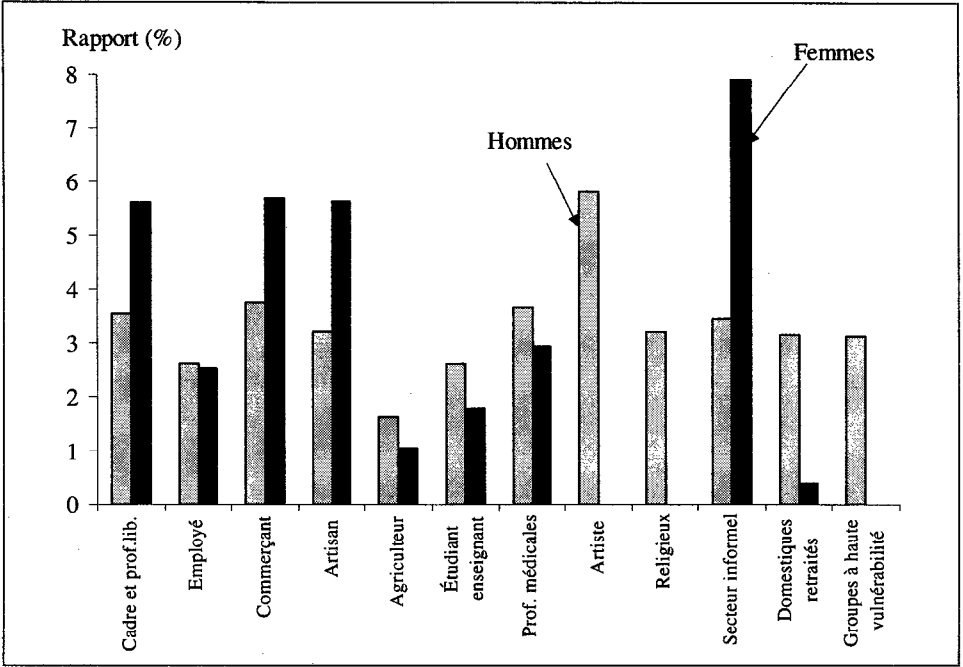


Figure 33. Augmentation relative du nombre de décès de 15-44 ans de 1981-1986 à 1992 selon la profession, Abidjan

4. Conclusion

L'analyse différentielle a été restreinte au groupe d'âges 15-44 ans, le plus affecté par l'épidémie de sida. Les comparaisons ont porté sur l'augmentation relative du nombre de décès de jeunes adultes au cours de la période récente.

L'analyse la plus intéressante est celle du lieu de résidence : celles du lieu de naissance et de la profession sont moins concluantes faute de dénominateurs pour le calcul de taux.

On observe de fortes différences d'augmentation de la mortalité selon la commune de résidence. Ces variations apparaissent elles-mêmes fortement corrélées avec le type d'habitat. L'habitat "évolutif", où résident plus de la moitié de la population de l'agglomération et plus des deux tiers des immigrants résidents, semble être le plus touché par l'épidémie de sida. En revanche, les quartiers les plus aisés et les plus pauvres semblent beaucoup moins touchés.

Les professions qui semblent les plus affectées par une augmentation du nombre de décès sont les artistes et le secteur informel chez les hommes, et le secteur informel et les artisanes chez les femmes. Mais ces catégories ne comprennent qu'un petit nombre de décès. Les artistes pourraient être considérés comme une catégorie très vulnérable. Il est possible que le secteur informel inclut les prostituées. Les agriculteurs sont, au contraire, les moins touchés par l'augmentation du nombre de décès. Pour les autres catégories ayant des effectifs conséquents, l'augmentation du nombre de décès semble assez homogène, pour les deux sexes, et semblable à l'augmentation dans l'ensemble de la population.

CHAPITRE 6

ÉVOLUTION DES CAUSES DE DÉCÈS DANS LES HÔPITAUX D'ABIDJAN

L'information sur les causes de décès est cruciale pour évaluer l'incidence des maladies sur la mortalité, ainsi que pour évaluer les effets des interventions. Dans le cas du sida, elle est tout à fait précieuse. La statistique sur les causes de décès provient des certificats médicaux de décès qui sont rédigés le plus souvent à l'hôpital. Une copie de ces certificats est souvent conservée aux archives de l'hôpital. De plus, le registre des admissions, qui inclut souvent une information similaire à celle du certificat de décès, et les dossiers médicaux des malades, constituent des sources complémentaires peu exploitées. Les dossiers médicaux sont la source la plus précise d'information car ils contiennent la totalité de l'histoire médicale connue de l'hôpital. Mais leur utilisation est limitée à la fois par la confidentialité et, par les difficultés de synthèse des informations qui requièrent des compétences techniques médicales. Notre étude s'est surtout appuyée sur les certificats médicaux, lorsque ceux-ci étaient disponibles, et seulement par défaut, sur les autres sources d'information, en particulier sur les registres de décès. Il nous était bien entendu matériellement impossible de ré-analyser plus de 50 000 dossiers médicaux.

1. Données hospitalières

Nous avons restreint cette analyse des causes de décès hospitalières aux seuls hôpitaux publics. Abidjan dispose d'une douzaine de cliniques privées, mais la majorité des décès se produit dans l'un des quatre hôpitaux publics : l'hôpital de Treichville, qui accueille un service autonome (l'Institut de Cardiologie), l'hôpital de Cocody, l'hôpital de Port-Bouët, et l'hôpital de Yopougon, en service depuis 1989. Les quatre hôpitaux, y compris l'Institut de Cardiologie ont été inclus dans l'étude. Les cliniques privées ont été exclues du fait du petit nombre de décès qui s'y produisent.

À l'hôpital de Treichville, le plus grand d'Abidjan, les certificats médicaux sont disponibles depuis 1987. Avant cette date, les données sont tellement incomplètes qu'elles sont inutilisables. À l'Institut de Cardiologie les certificats médicaux sont disponibles depuis l'ouverture du centre (1987), mais certains dossiers manquent. Les manquants ont été identifiés et complétés grâce au système informatisé. À Cocody, les certificats de décès sont disponibles depuis 1986 et les registres d'admission depuis 1973. Mais, l'information sur la cause de décès est très incomplète avant 1981 et n'a donc pas pu être utilisée avant cette date. À Yopougon, les certificats de décès ne sont pas encore archivés depuis l'ouverture de l'hôpital, mais l'essentiel de l'information a pu être récupéré à partir des registres des différents services. Les certificats de décès ne sont pas non plus disponibles à l'hôpital de Port-Bouët, mais les registres sont pratiquement complets depuis 1973, à l'exception de l'année 1978. Il s'agit de la seule série presque complète depuis 1973 disponible au niveau de la ville. Du fait des lacunes de l'information pour les périodes antérieures (tableau A-25), l'analyse des données a été restreinte à la période 1987-1992, période pour laquelle l'information était au contraire assez complète et assez cohérente.

Le codage des certificats médicaux a été réalisé de la même manière que celui des actes d'état civil (chapitre 3, section 3). Quelques codes supplémentaires pour la profession, le lieu de naissance et le lieu de résidence ont été ajoutés sur la liste des codes de l'état civil. Les enquêteurs ont eu cependant quelques difficultés à coder l'information sur les causes de décès inscrite sur les certificats médicaux ou sur les registres (chapitre 6, section 4).

2. Complétude de l'information démographique

Au cours de la période 1987-1992, 35 265 décès ont été enregistrés dans les hôpitaux publics d'Abidjan. Comparés aux 60 662 décès de l'état civil au cours de la même période, cela donne une couverture de 58 %. La qualité de l'information démographique est beaucoup plus faible au niveau des hôpitaux qu'au niveau de l'état civil, alors que la source de cette information est pratiquement la même (tableau 21 et A-29). Parmi les 35 265 certificats médicaux, 8 % ne mentionnent pas le sexe, 6 % ne mentionnent pas l'âge, et 11 % ne mentionnent ni sexe ni âge. Ce manque d'information démographique affecte approximativement un quart des certificats de décès, à comparer aux 3,9 % d'incomplets parmi les actes de l'état civil. Cette absence d'information sur le sexe et l'âge à l'hôpital limite sérieusement la portée des données hospitalières.

Tableau 21. Proportions de décès enregistrés avec une information incomplète : comparaison entre l'hôpital et l'état civil, Abidjan, 1987-1992 (décès hormis les mort-nés)

Information manquante	Hôpital		État civil	
	Nombre	%	Nombre	%
Aucune	26 550	75,3	58 312	96,1
Sexe	2 845	8,1	1 779	2,9
Âge	1 970	5,6	403	0,7
Sexe et âge	3 900	11,1	168	0,3
Total	35 265	100,0	60 662	100,0

De manière analogue, l'information sur le lieu de résidence, le lieu de naissance et la profession est plus lacunaire dans les données hospitalières que dans les données de l'état civil. Parmi les certificats de décès d'adultes de 15 ans et plus de la période 1987-1992, 17 % ne portent pas d'information concernant le domicile, comparé à 8 % à l'état civil, 59 % ne portent pas d'information concernant le lieu de naissance, comparé à 2 % à l'état civil, et 40 % ne portent pas d'information concernant la profession (tableau A-24). Remarquons que, dans les deux cas, c'est la famille qui est à la source de l'information, et qu'*a priori*, on aurait pu s'attendre à plus d'information sur les certificats médicaux puisque celle-ci est disponible dans les dossiers médicaux.

La distribution par profession des personnes décédées à l'hôpital comporte un nombre plus élevé de ménagères, retraités et élèves que celle des décès enregistrés à l'état civil (tableaux A-25). Ces différences apparentes peuvent être dues à un artifice : il a pu y avoir une confusion au moment du codage entre éleveurs (qui devait être codé "ELEV") et élèves ou étudiants (qui devait être codé "ELEE"), ainsi qu'une confusion entre "retraités" et "sans emploi" à l'état civil. La comparaison des distributions par lieu de résidence comporte plus de résidents au "Plateau" à l'hôpital qu'à l'état civil (tableau A-25). Il faudrait une analyse complémentaire pour expliquer ces différences. Hormis ces discordances, et compte tenu du fort pourcentage d'inconnus, les distributions des décès selon la profession, le lieu de résidence et le lieu de naissance sont assez similaires à l'hôpital et à l'état civil (tableaux A-25).

3. Comparaison des nombres de décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil

Le rapport du nombre de décès enregistrés à l'hôpital à ceux de l'état civil est assez stable selon le sexe et l'âge (figure 35 et tableau A-24).

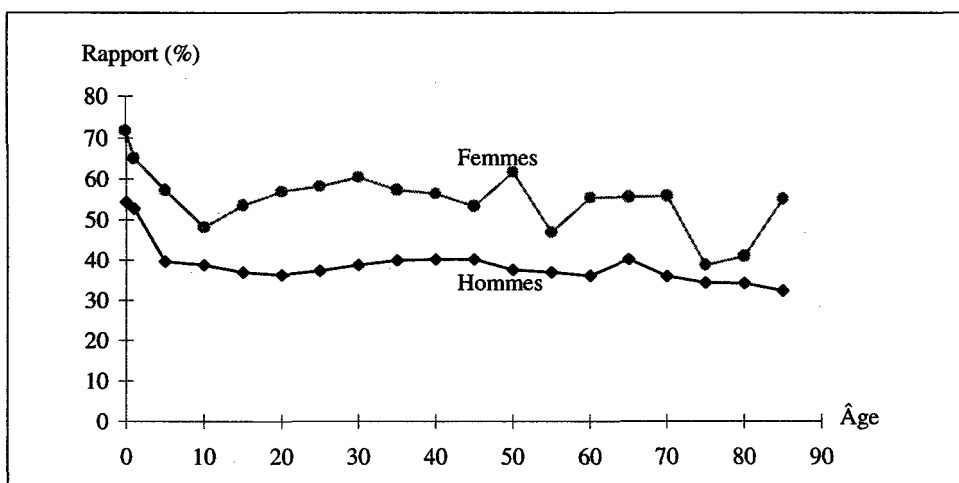


Figure 35. Rapport (%) du nombre de décès enregistrés à l'hôpital à celui des décès enregistrés à l'état civil, Abidjan, 1987-1992

Si on tient compte des lacunes d'information sur le sexe et l'âge à l'état civil, on observe un rapport d'environ un décès enregistré à l'hôpital pour deux décès enregistrés à l'état civil. La proportion est de 38 % pour les décès d'hommes de 15 ans et plus si on ne tient pas compte des décès de sexe et âge inconnus, mais de 49 % si on en tient compte. La proportion semble plus élevée pour les enfants, mais il faut se rappeler que les décès d'enfant sont sous-déclarés à l'état civil. De même, la proportion semble plus élevée pour les femmes que pour les hommes, mais là encore le sous-enregistrement des femmes à l'état civil est plus fort que celui des hommes. En conséquence, les données hospitalières ne semblent pas souffrir des mêmes biais de recrutement que celles de l'état civil.

Finalement, près de la moitié des décès des résidents d'Abidjan ont lieu dans l'un des quatre hôpitaux publics ou arrivent à la morgue peu après et y sont donc

enregistrés. La structure par âge des décès des hôpitaux est probablement assez similaire, même si elle n'est pas identique, à celle des décès enregistrés à l'état civil (figure 36). Rapportée à une table-type de mortalité, la structure des décès d'Abidjan passe par deux pics : un premier à 1-4 ans et un second à 25-39 ans. Le premier pic, à 1-4 ans, est probablement dû à une structure atypique de la mortalité à ces âges. Peut-être est-il accentué par le sous-enregistrement des décès infantiles à la fois à l'hôpital et à l'état civil. Le second pic, plus marqué, à 25-39 ans, est avant tout dû à la forte proportion de jeunes adultes dans la population, et dans une moindre mesure à la forte mortalité dans ces groupes d'âges.

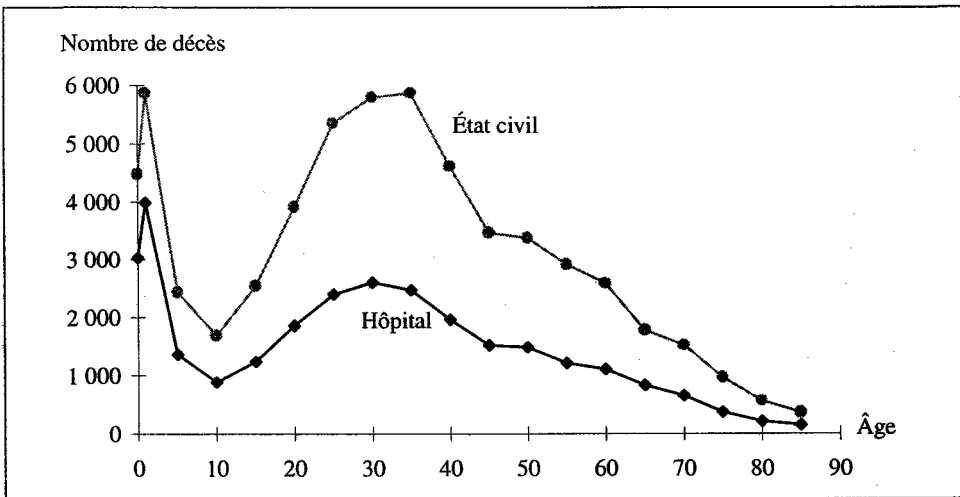


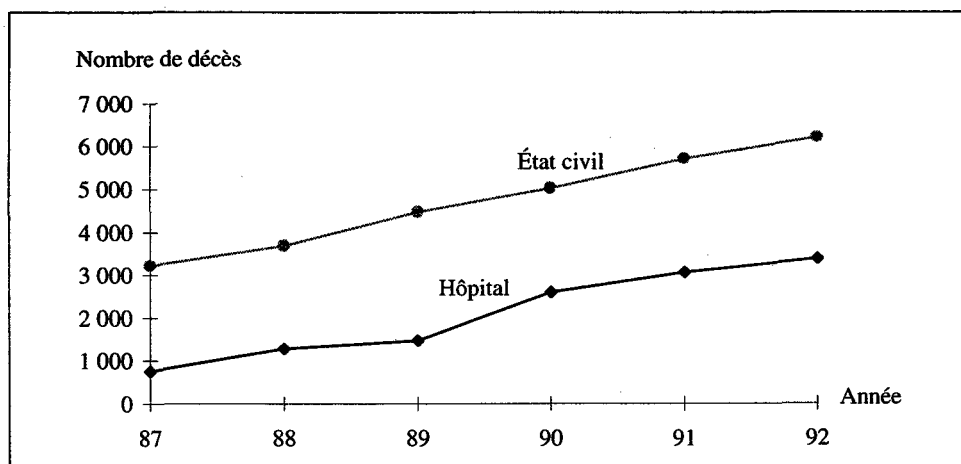
Figure 36. Répartition par âge comparée des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan, 1987-1992 (deux sexes confondus)

Plus important pour cette étude, l'évolution des effectifs de décès d'adultes entre 1987 et 1992 est remarquablement similaire à l'hôpital et à l'état civil (figure 37, tableau 22). Ainsi, à l'hôpital, il y a 3 974 décès d'adultes de plus en 1992 qu'en 1987 contre 4 098 décès de plus à l'état civil, pratiquement la même augmentation en valeur absolue. Puisque l'essentiel de cette augmentation est due au sida, cet accroissement du nombre brut de décès entre 1987 et 1992 donne une mesure de l'incidence démographique du sida dans la ville, très cohérente entre les deux sources et qui peut donc être analysée par cause de décès à partir des données hospitalières.

Tableau 22. Comparaison de la variation entre 1987 et 1992 des nombres de décès de 15 ans et plus enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan

	Hôpitaux		État civil		Rapport Hop./ État civil
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	%
1992	3 473	1 716	7 226	3 204	49,8
1987	783	432	4 038	2 645	18,2
Accroissement	2 690	1 284	3 188	910	97,0

Cette observation n'en est pas moins, à première vue, assez surprenante. Elle signifie qu'en 1987, seule une faible fraction (18,2 %) des décès adultes de la ville se produisait à l'hôpital, mais que cette fraction a beaucoup augmenté depuis atteignant près de 50 % en 1992. Le sida a ainsi produit une formidable augmentation du nombre de décès à l'hôpital, notée d'ailleurs par de nombreux observateurs. Le nombre de décès d'adultes dans les hôpitaux a été multiplié par 4,3 entre 1987 et 1992, alors qu'il n'était multiplié que par 1,6 à l'état civil, chiffre qui reflète mieux l'incidence réelle dans la population. Ce fort accroissement relatif a créé une forte tension sur les infrastructures hospitalières. L'augmentation plus forte des décès féminins à l'hôpital qu'à l'état civil renforce l'impression que ceux-ci sont particulièrement sous-enregistrés à l'état civil.

**Figure 37. Évolution annuelle du nombre de décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan, 1987-1992**

4. Qualité de l'information sur les causes de décès

Les certificats de décès actuellement utilisés en Abidjan ont été mis au point dans les années 1960 sur le modèle recommandé par l'OMS. Ces formulaires permettent de distinguer la cause principale, la cause immédiate et la cause associée. Mais tous les certificats de décès ne comportent pas nécessairement ce détail sur les causes multiples. En fait dans le cas d'Abidjan, beaucoup de certificats ne comportent qu'une seule cause, voire pas de cause du tout. De plus, même lorsqu'une information est portée sur le certificat, celle-ci est souvent si vague qu'elle ne peut pas être utilisée comme cause de décès, par exemple : coma, choc, arrêt cardiaque, complications postopératoire, évolution terminale etc.

Parmi les certificats étudiés pour la période 1987-1992, 20 % portent une cause spécifiée, et 10 % portent seulement une vague mention de la cause (tableau A-26). La proportion des causes indéterminées ou vagues varie peu selon le sexe : elle est de 28 % pour le sexe masculin et de 30 % pour le sexe féminin. La proportion de cause indéterminée est plus faible chez les enfants de 0-14 ans (23 %) que chez les adultes de 15 ans et plus (29 %). La proportion d'indéterminés varie considérablement selon les hôpitaux : elle est plus faible à Treichville (24 %) qu'à Cocody (35 %), la plus forte à Yopougon, l'hôpital le plus récent (42 %) et la plus faible à Port-Bouët (19 %). La proportion d'indéterminés a diminué entre 1987 (30 %) et 1990 (22 %), mais a de nouveau augmenté en 1992 (28 %).

L'information sur les causes multiples de décès est disponible dans environ 16 % des cas pour lesquels on dispose d'une cause de décès (tableau A-26). Cependant, la qualité de cette information est trop faible pour qu'elle soit utilisée. De plus, elle n'est souvent pas codée systématiquement en "principale", "immédiate" et "associée", mais plutôt en "première", "seconde" et "troisième" sans hiérarchie étiologique, et souvent tout simplement pêle-mêle. Une première analyse des 3 483 associations possibles des causes multiples a conduit à un recodage en 67 catégories de cause principale, réalisé à l'aide d'un programme informatique. Ce programme tient compte des règles de priorités suivantes : 1) sida, 2) décès maternel, 3) accident, 4) décès périnatal, 5) tuberculose, 6) rougeole, 7) malnutrition, 8) hépatite, 9) diabète, 10) hypertension et autres maladies cardiovasculaires, 11) autres maladies infectieuses et parasitaires, 12) autres maladies non infectieuses.

5. Validation : comparaison avec l'étude des cadavres

Puisque la qualité de l'information sur les causes de décès fournie par les registres était assez douteuse, il était important de la comparer avec l'étude de De Cock, beaucoup plus précise, fondée sur l'examen d'un lot de cadavres appuyé par l'analyse de leurs dossiers médicaux (chapitre 2, section 5). Cette étude a été réalisée dans les mêmes hôpitaux (Treichville et Cocody), pendant une courte période (62 jours et 43 jours réciproquement). Les chercheurs (De Cock *et al.*, 1991) ont déterminé la cause principale de décès à partir d'une analyse exhaustive du dossier médical, tout en connaissant le statut sérologique en VIH grâce aux prélèvements effectués sur les cadavres. La comparaison porte sur les fréquences de décès par cause parmi les 698 cadavres examinés en 1988 et 1989, extrapolées par les auteurs aux 4 196 décès de 15 ans et plus de la période d'un an, allant grosso modo du 1er juillet 1988 au 30 juin 1989 (figure 38).

La comparaison entre les deux études révèle une assez bonne cohérence globale. D'abord, les nombres de décès sont comparables : 4 196 décès extrapolés sur un an dans l'étude des cadavres et 2 324 décès enregistrés dans les hôpitaux sur un an, ce qui est proche sachant qu'environ 50 % des décès arrivent à l'hôpital et que environ 20 % des décès enregistrés à l'hôpital sont de sexe et d'âge inconnus. Parmi les 4 196 décès extrapolés de l'étude des cadavres, 3 780 (90 %) ont une cause de décès spécifiée, ce qui est supérieur aux 1 595 (69 %) décès enregistrés effectivement, comme cela était prévisible.

De plus, les deux distributions des décès par cause sont aussi assez cohérentes (figure 38). Il faut certes noter deux différences marquantes. Il y a proportionnellement plus de décès par accident chez les adultes de 15 ans et plus dans l'étude des cadavres, ce qui peut être dû soit à un biais de recrutement dans l'étude des cadavres, soit à une tendance des certificats à classer les décès accidentels dans les causes inconnues. La seconde différence est une plus faible fréquence du sida et de la tuberculose, mais une plus forte fréquence des diarrhées et des autres maladies infectieuses et parasitaires dans les certificats médicaux que dans l'étude des cadavres. Cette différence peut être due à une classification différente des nombreux décès indirectement dus au sida, en particulier à des maladies opportunistes qui peuvent être ou non considérées comme la cause principale de décès. Cette inexactitude dans le codage final de la cause de décès donne une mesure du degré d'approximation des données, malgré la concordance générale entre les deux sources de données.

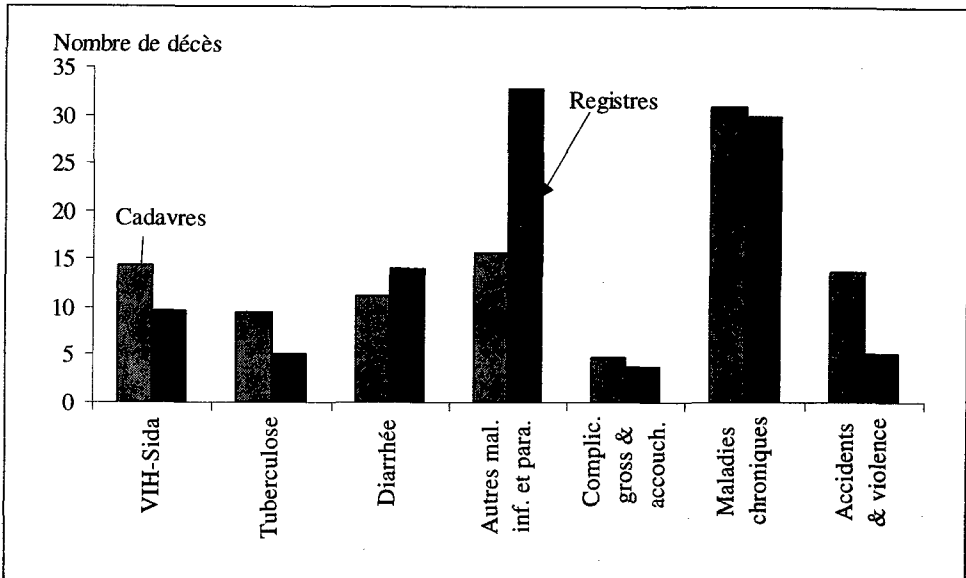


Figure 38. Répartition des décès par cause comparée d'après des registres hospitaliers et d'après l'étude des cadavres de Kevin De Cock, adultes de 15 ans et plus, Abidjan, 1988-89

6. Évolution de la structure des décès par cause de 1987 à 1992

Comme cela a été montré ci-dessus, l'augmentation entre 1987 et 1992 du nombre absolu de décès à l'hôpital est parallèle à celle des décès à l'état civil. L'augmentation des décès hospitaliers peut donc être utilisée pour analyser l'incidence du sida. L'essentiel de cette augmentation a trait aux âges adultes de 15 ans et plus. Cet accroissement peut être décomposé en 11 catégories de maladies infectieuses et parasitaires et en 7 catégories de maladies non-infectieuses, y compris les "autres et inconnus" (tableaux A-29 et A-30 et figure 39). Les "causes connues dues à des maladies infectieuses et parasitaires" regroupent 50 % de l'augmentation, les causes "autres et inconnues" 29 %, le reste étant dû aux maladies non-infectieuses connues.

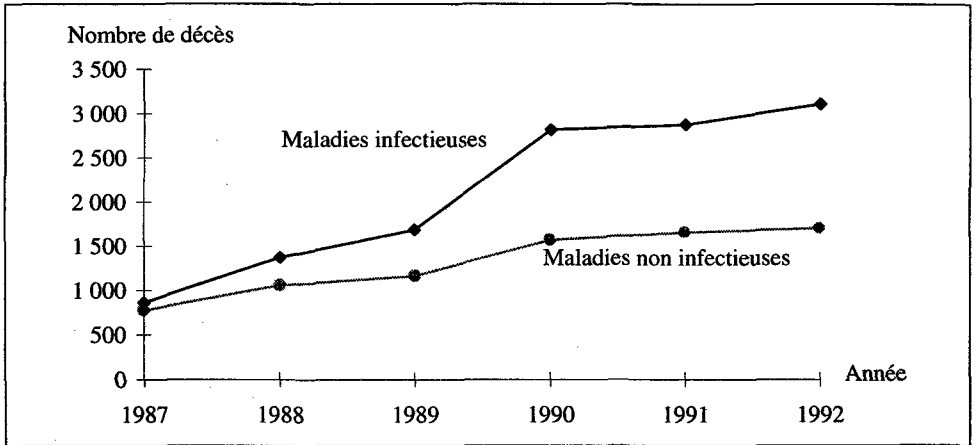


Figure 39. Évolution annuelle du nombre de décès à l'hôpital selon la nature de la cause, Abidjan, 1987-1992

a) Maladies infectieuses et parasitaires

Parmi les maladies infectieuses et parasitaires de tous âges confondus, le sida est la première cause d'accroissement du nombre de décès entre 1987 et 1992, responsable de 11 % de cet accroissement suivi par les méningites (9 %), les infections des voies respiratoires inférieures (7 %), les diarrhées chroniques (7 %), les diarrhées aiguës (4 %), les tuberculoses (3 %), les septicémies (3 %), les hépatites (2 %) et les encéphalites (2 %) (figure 40). Ces maladies sont connues pour être des infections opportunistes du sida. Comme observé dans la comparaison avec l'étude des cadavres, on s'attendait à ce que ces maladies puissent apparaître comme causes de décès, puisque le sida et la tuberculose semblent sous-représentés dans les certificats médicaux. Ainsi, la méningite à cryptocoque et la méningite tuberculeuse sont des complications fréquentes du VIH (MMWR, 1988), et elles apparaissent ici comme des causes de décès plus fréquentes que les autres complications classiques, la pneumonie et la diarrhée. Les diarrhées chroniques, les méningites, et les encéphalites étaient des causes de décès très rares chez les jeunes adultes avant 1987, mais elles sont maintenant passées parmi les toutes premières causes de décès.

On note aussi une forte augmentation des décès par hépatite. Cette maladie est pourtant rarement citée comme associée au sida. Cependant, il a été montré que l'infection à VIH peut réactiver une infection latente par HBV, le virus de l'hépatite B (Bodsworth *et al.*, 1991). Les porteurs sains du VIH sont plus souvent porteurs du HBV que les personnes séronégatives en VIH. Mais l'immunosuppression induite par le VIH peut aussi être une cause de l'infection par HBV parmi les malades du

sida (Ouattara, 1990). La corrélation apparente entre HBV et VIH pourrait aussi être due à des facteurs communs : les deux virus sont transmis par voie sexuelle ou par transfusion et donc le risque de double infection est probablement élevé. Cette relation entre VIH et HBV mérite une recherche approfondie.

b) Maladies non infectieuses

Parmi les maladies non infectieuses, seules les maladies cardio-vasculaires semblent jouer un rôle dans l'augmentation du nombre de décès (10 %). Ce résultat est quelque peu difficile à interpréter car les maladies cardio-vasculaires incriminées sont souvent des "collapsus cardio-vasculaires", ou d'autres maladies mal définies. De nombreux cancers sont généralement associés au sida, mais les cancers ne rendent compte ici que d'une petite partie de l'augmentation du nombre de décès (3 %). Les effectifs sont trop faibles et le codage des cancers trop peu spécifique pour une analyse détaillée par type de cancer. Les accidents et violence n'ont qu'une faible contribution dans l'augmentation du nombre de décès adultes, alors qu'ils jouent un plus grand rôle chez les enfants.

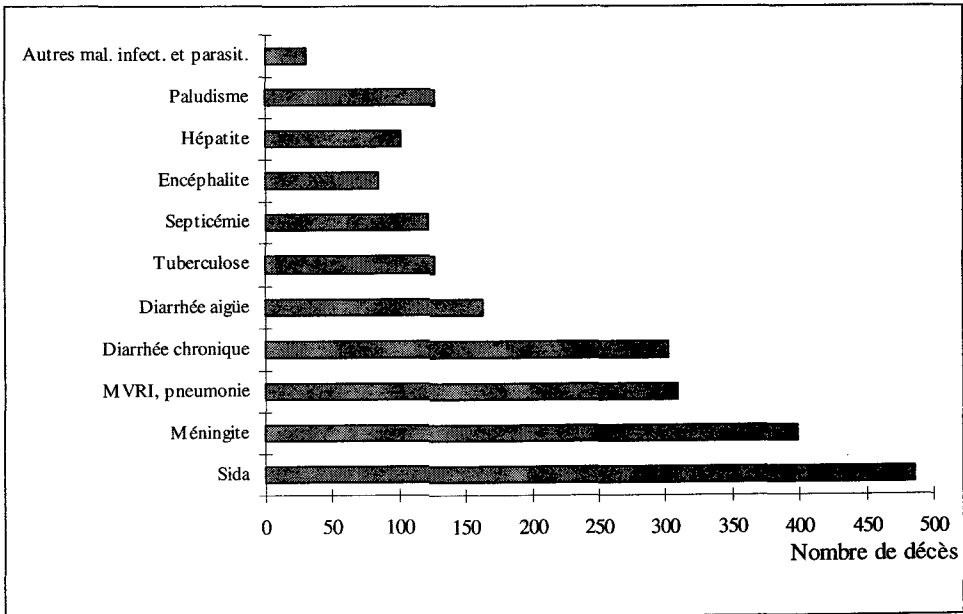


Figure 40. Contribution des diverses maladies infectieuses et parasitaires à l'accroissement du nombre de décès hospitaliers, Abidjan 1987-1992

c) Décès d'enfants

Chez les enfants de 0-4 ans, on observe une baisse générale de la mortalité, et le sida ainsi que les infections opportunistes semblent jouer un rôle mineur dans ce groupe d'âges. Ceci confirme l'analyse des données de l'état civil, où l'augmentation de la mortalité par rapport aux tendances précédentes semblait mineure. Les maladies périnatales et congénitales restent les premières causes de décès, qui expliquent aussi l'accroissement des décès dans ce groupe d'âge. Comme le sida semble jouer un rôle négligeable et comme la mortalité diminue très rapidement avec le temps, il est possible que ce soit l'effet d'un biais de sélection, ou d'inscription des causes. Ou bien il y a eu proportionnellement plus d'accouchements à l'hôpital, ou bien la détermination de la cause est devenue plus précise.

Chez les enfants de 5-14 ans, l'effet du sida au contraire est bien visible. Dans ce groupe d'âges, les décès par sida, méningite, diarrhée aiguë, septicémie, encéphalite et hépatite augmentent avec le temps. Par contre, la diarrhée chronique et la tuberculose ne semblent pas jouer un rôle important.

d) Paludisme

Le cas du paludisme requiert une attention particulière. Le nombre de décès par paludisme a considérablement augmenté, de 77 en 1987 à 292 en 1991, avec cependant une diminution à 204 en 1992 (figure 41). La plupart de ces décès par paludisme se sont produits chez les enfants. Mais, en terme relatif, l'augmentation de la mortalité par paludisme est la plus forte chez les jeunes adultes. Puisque les enfants de 0-4 ans semblent peu affectés par l'infection à VIH, il est peu probable que cette augmentation de la mortalité par paludisme soit due au sida. L'augmentation de la mortalité par paludisme semble être un phénomène indépendant (Greenberg, 1993). Il y a au moins deux possibilités pour expliquer cette augmentation. La première est la diffusion de souches résistantes aux anti-paludéens classiques, qui se sont rapidement répandues en Afrique de l'Ouest depuis le début des années 1980. La seconde est plus subtile : il est possible que les parasites du paludisme soient devenus récemment génétiquement plus divers, ce qui peut avoir pour conséquence une augmentation de la létalité du paludisme (communication du Professeur Spielman). Ce point mériterait aussi une étude plus approfondie.

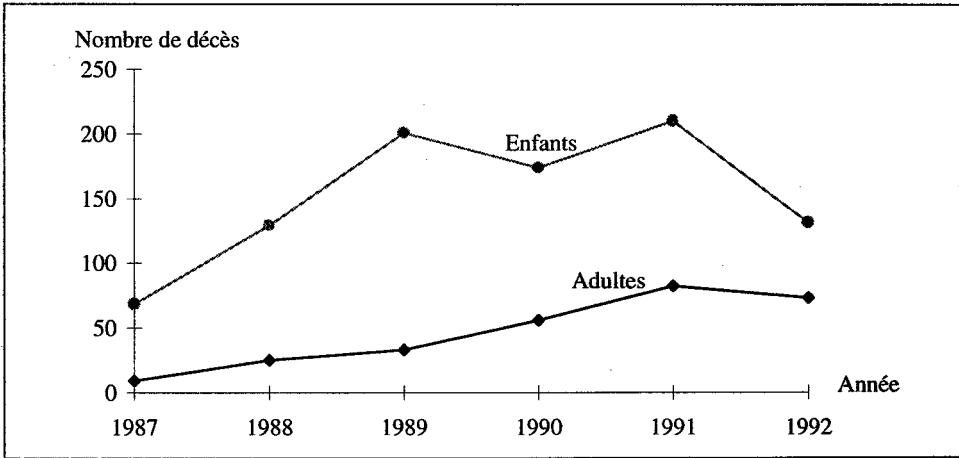


Figure 41. Évolution annuelle du nombre de décès par paludisme, Abidjan, 1987-1992

7. La série de Port-Bouët : 1973-1992

L'hôpital de Port-Bouët est le seul établissement pour lequel on possède une série à peu près complète depuis 1973. Certains des registres, toutefois, ont été égarés : en 1974, en 1983, ainsi que toute l'année 1984. Comme l'hôpital est de taille modeste (on ne compte qu'environ 250 décès par an), l'analyse par cause de décès est très limitée. Elle peut cependant fournir quelques indications complémentaires pour les décès d'enfants, en particulier pour la rougeole et le paludisme. La mortalité des enfants a été évaluée en rapportant les décès se produisant à l'hôpital aux effectifs de la tranche d'âges 0-4 ans dans la commune de Port-Bouët. Bien entendu, ceci n'est qu'une approximation, car on ne connaît pas l'aire de recrutement de l'hôpital. Mais la croissance de Port-Bouët est assez similaire à celle de la ville dans son ensemble, et donc la comparaison semble valide.

Chez les enfants de 0-4 ans, au cours de la période 1983-1992 pour laquelle les données semblent les plus fiables, la série indique une baisse de la mortalité par rougeole de 73 %, une augmentation de la mortalité par paludisme de 65 %, mais peu de changements pour les autres causes de décès (tableau A-29). La série complète depuis 1973 indique que la mortalité par rougeole était forte depuis 1978, qu'elle a diminué entre 1979 et 1981, puis augmenté un peu avant de re-diminuer depuis 1982, à l'exception peut-être des années 1983 et 1984 inconnues (figure 42). On note une évolution similaire de la mortalité par rougeole à l'hôpital de Cocody,

campagnes de vaccination de masse menées au cours de cette période. Par contre, le paludisme semble avoir suivi une évolution différente. Le paludisme fluctue pour les 15 premières années de l'étude, mais augmente à partir de 1986, et passe par un pic en 1991, la valeur la plus forte de toute la série. Mais il faut noter qu'en dehors de l'année 1991, le niveau de mortalité par paludisme chez les enfants de 0-4 ans n'est guère plus élevé au cours des années récentes qu'au cours de la période 1976-1978.

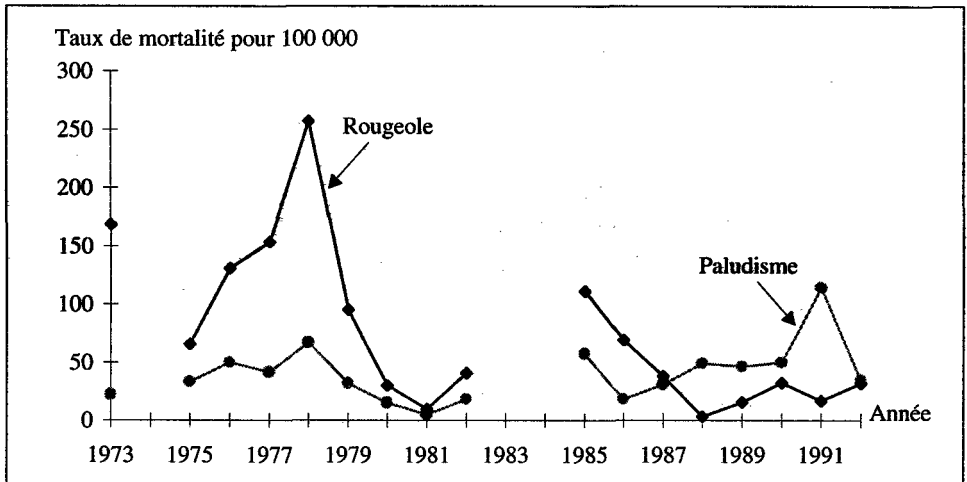


Figure 42. Évolution annuelle de la mortalité par paludisme et par rougeole chez les enfants de 0-4 ans, hôpital de Port-Bouët, 1973-1992

8. Conclusion

L'étude des causes de décès se heurte à deux limitations principales. D'abord, l'information sur les certificats médicaux et les registres d'hôpitaux est assez médiocre pour plusieurs raisons (les certificats ne sont disponibles que pour les six dernières années de l'étude (1987-1992), ils ne recouvrent guère que la moitié des décès de la ville, des informations cruciales telles que le sexe, l'âge et la cause de décès manquent dans près des deux tiers des cas). Cette analyse n'est donc fondée que sur approximativement 1 décès sur 6 survenus en Abidjan au cours de 6 des 20 années de l'étude démographique. Cependant, il semble que femmes et enfants sont relativement mieux représentés à l'hôpital qu'à l'état civil.

Deuxièmement, l'information sur le diagnostic précis de la cause principale et sur les causes multiples est médiocre. La comparaison avec d'autres sources montre certains biais. Les décès semblent être plus souvent attribués à des maladies opportunistes qu'au sida en soi. Les décès par accident et violence semblent aussi sous-représentés.

Malgré toutes ces restrictions l'étude montre que les données hospitalières peuvent être utilisées pour analyser l'augmentation de la mortalité dans le contexte de l'épidémie de sida. En particulier, l'augmentation du nombre de décès enregistrés à l'hôpital suit en valeur absolue celle déjà notée à partir des données de l'état civil. Malgré les biais d'échantillonnage, ceci permet d'analyser directement l'évolution par cause des décès hospitaliers.

L'évolution du nombre de décès par sexe et âge confirme l'analyse de l'état civil. L'essentiel de l'augmentation des décès à l'hôpital est le fait d'hommes adultes, et semble attribuable soit directement au sida, soit à des maladies opportunistes connues pour être associées au sida.

Parmi ces maladies opportunistes, la méningite apparaît comme la plus importante, suivie par les diarrhées chroniques et aiguës, les infections des voies respiratoires, la tuberculose, la septicémie, les encéphalite et hépatite. Le rôle de l'hépatite est assez inattendu, mais s'explique aisément.

Le sida ne semble pas être une cause de décès importante chez les enfants de 0-4 ans, comme on l'avait déjà vu dans l'analyse de l'état civil. La mortalité de ce groupe d'âges diminue même dans la période récente. Cette baisse semble particulièrement forte pour la rougeole dans les hôpitaux de Port-Bouët et de Cocody.

Le sida semble en revanche jouer un rôle non négligeable dans la mortalité des 5-14 ans, ce qui confirme encore l'analyse de l'état civil. La plupart de ces décès dus au sida semblent avoir été classés comme méningite, hépatite ou septicémie.

La mortalité par paludisme augmente au cours des années récentes, à la fois pour les adultes et pour les enfants, mais ceci semble être indépendant du VIH.

CHAPITRE 7

COMPARAISON AVEC D'AUTRES DONNÉES : *EPI-MODEL* ET LES CAS DÉCLARÉS

Nous avons fondé notre estimation des conséquences démographiques du sida (chapitre 4) sur la comparaison entre la mortalité observée après le début de l'épidémie (1986) et ce qu'on aurait pu attendre d'une extrapolation des tendances observées sur la période précédente (1973-1982). L'hypothèse est que toute la différence peut-être attribuée au sida, puisque lors de la période précédente la mortalité était soit stable soit en diminution dans tous les groupes d'âges. Cette hypothèse s'est avérée assez réaliste au regard de l'évolution des causes de décès dans les hôpitaux (chapitre 6). L'augmentation du nombre absolu de décès hospitaliers est à peu près la même que celle observée à l'état civil et porte sur les mêmes groupes d'âges. Elle relève essentiellement du sida et de maladies infectieuses et parasitaires opportunistes connues pour être associées au sida. Ces résultats recoupent assez bien les résultats présentés par Kevin De Cock *et al.* dans leur étude des cadavres de 1988-1989, qui porte sur un échantillon très réduit de décès des mêmes hôpitaux, mais tire complètement partie des informations contenues dans les dossiers médicaux et bénéficie de tests de séropositivité du sang prélevé sur les cadavres.

Une autre comparaison peut être faite pour valider les résultats de l'analyse démographique : la comparaison avec les données de séro-prévalence. La méthode pour comparer des données de séro-prévalence avec des données de mortalité est d'utiliser des modèles qui convertissent le nombre de séropositifs à la date (t) en nombre de cas de sida à la date ($t+n$) et de décès à la date ($t+n+m$). Un de ces modèles, *Epi-Model*, a déjà été appliqué à la Côte d'Ivoire. Ce chapitre est consacré à la comparaison entre les estimations de la mortalité par sida dérivées de l'analyse des certificats de décès avec les résultats d'*Epi-Model* appliqué à la Côte d'Ivoire, et la statistique officielle des cas de sida.

1. Description d'*Epi-Model*

Epi-Model est un modèle de projection développé en 1991 par James Chin de l'Université de Californie à Berkeley (Chin et Lwanga, 1991 ; Chin, 1994). Le modèle vise à produire une projection à court terme, sur 3 ou 5 ans, des cas de sida et des décès par sida. Le modèle requiert au départ une mesure de séro-prévalence représentative de l'ensemble de la population. Il utilise une paramétrisation de la dynamique de l'épidémie, en l'occurrence une fonction Gamma, pour simuler la distribution des dates auxquelles se produisent les infections. Il permet alors de redresser l'échantillon des séropositifs en tenant compte de ceux qui sont déjà décédés avant la période d'enquête. Lorsque les cohortes de personnes infectées sont reconstruites, le modèle permet enfin de projeter l'avenir des cohortes infectées. Comme la plupart des personnes susceptibles de développer le sida ou de décéder du sida au cours des trois années suivantes sont celles qui sont déjà infectées au moment de l'enquête, le modèle permet de prédire avec une assez bonne précision ce qui va se passer dans le futur proche. Mais il est assez sensible aux hypothèses sur lesquelles il est bâti, et on considère que les projections à plus long terme ne sont pas fiables.

a) *Hypothèses et paramètres d'Epi-Model*

Le modèle est fondé sur un ensemble de 8 paramètres :

- 1) l'année où le VIH commence à se répandre (t_0)
- 2) l'année où l'enquête de prévalence a été conduite (t , l'année de référence)
- 3) la prévalence au moment de l'enquête chez les adultes de 15 ans et plus
- 4) la forme de la courbe d'incidence (en général une fonction Gamma)
- 5) l'endroit sur la courbe d'incidence où est positionnée l'année de référence (l'âge de l'épidémie)
- 6) les taux de passage de l'infection à VIH au sida¹⁰
- 7) les taux de passage du sida au décès¹
- 8) les taux de transmission materno-infantile.

¹⁰ Sans distinction d'âge ni de sexe.

Le modèle est très sensible à la localisation et à l'allure de la courbe, qui sont les paramètres clé pour reconstruire la date à laquelle les différentes cohortes se sont infectées. L'allure de la courbe d'incidence de l'infection à VIH est celle d'une fonction Gamma, qui dépend d'un paramètre, en général noté a . Par exemple, pour $a = 8$, la prévalence maximale (le pourcentage de personnes infectées au bout de 10 ans) peut varier de 7 % à 47 % en fonction de l'âge de l'épidémie (5 à 11 ans). Si l'âge de l'épidémie est de 5 ans, la prévalence maximale peut varier de 9 % à 47 % en fonction de la valeur du paramètre a de la fonction Gamma (de 4 à 8).

De plus, le modèle implique que l'échantillon de population testé soit bien un échantillon sans biais de l'ensemble de la population. Cette condition est souvent difficile à satisfaire du fait de l'hétérogénéité de la population, surtout si les groupes les plus vulnérables au VIH sont plus susceptibles de ne pas participer à une telle étude. Les groupes les plus vulnérables peuvent compter en leur sein une part importante, voire la majorité, des cas de sida, surtout en début d'épidémie. En Afrique, les personnes qui ont fréquemment des rapports non protégés avec un grand nombre de partenaires sexuels sont considérés comme particulièrement vulnérables. Le modèle pourrait être amélioré en considérant plusieurs groupes de différente vulnérabilité. Les effets de grappe pourraient, en théorie, être incorporés au modèle et les paramètres pourraient être ajustés dans chaque cas. Mais en pratique on ne dispose pas de toutes ces données, et, au mieux, on procède par approximation.

b) L'application du modèle à la Côte d'Ivoire

Une application d'*Epi-Model* a été faite pour l'ensemble de la Côte d'Ivoire, d'après les données de l'enquête de séro-prévalence conduite en 1989 (Soro *et al.*, 1992). L'enquête portait sur un échantillon aléatoire représentatif de l'ensemble des adultes de 15-49 ans. L'échantillon était composé de deux strates : urbain et rural, et le tirage est proportionnel à la taille de chaque strate dans le recensement de 1988. Mais la ville d'Abidjan était exclue du champs de l'enquête. Les résultats des tests de séropositivité de VIH-1 et VIH-2 ont été donnés par strate, sexe, âge. Les paramètres utilisés pour bâtir l'application d'*Epi-Model* sont présentés au tableau 23.

La projection d'*Epi-Model* est étendue à l'ensemble du pays, en faisant l'hypothèse qu'Abidjan a la même séro-prévalence que la strate urbaine, et qu'Abidjan compte pour le tiers de la population urbaine. Les résultats apparaissent au tableau 24. Le modèle prévoit une augmentation exponentielle du nombre de cas de sida chez les adultes de 15 ans et plus, passant de 15 000 en 1989 à 35 000 en 1991 et 89 000 en 1994. Ceci correspond respectivement à 11 000, 27 000 et 72 000 décès chez les adultes de 15 ans et plus aux mêmes dates. Le modèle prévoit aussi

10 000 cas de sida chez les enfants de 0-4 ans en 1989 (à comparer avec les 15 000 cas de sida adultes).

Tableau 23. Paramètres d'Epi-Model pour la Côte d'Ivoire

a) Date de début de l'épidémie : 1980							
b) Date de l'enquête de séro-prévalence : février 1989 (pris égal à mi-1989)							
c) Courbe d'incidence : fonction Gamma, avec $p = 5$							
d) Séro-prévalence : 6,25 % chez les adultes de 15-49 ans							
e) Probabilités de passage	Année 1	Année 2	Année 3	Année 4	Année 5	Année 10	Année 15
<i>de l'infection au sida</i>							
VIH-1		0,02			0,20	0,50	0,75
VIH-2		0,01			0,10	0,25	0,375
<i>du sida au décès</i>	0,50	0,70	0,95	1,00			
<i>de la mère à l'enfant</i>							
VIH-1	0,30						
VIH-2	0,15						
<i>de la naissance séropositive au sida</i>							
VIH-1	0,25	0,45	0,60	0,70	0,80		
VIH-2	0,125	0,225	0,30	0,35	0,40		
Source : Soro <i>et al.</i> , 1992.							

Tableau 24. Nombres projetés de cas d'infections à VIH, de cas de sida et de décès par sida en Côte d'Ivoire par Epi-Model

Année	Adultes de 15 ans et plus *			Enfants de 0-4 ans **
	VIH+	sida	décès	sida
1989	342 000	15 000	11 000	10 000
1991		35 000	27 000	
1994		89 000	72 000	
Source : * Soro <i>et al.</i> , 1992. ** Calcul des auteurs.				

2. Comparaison des décès observés et projetés par *Epi-Model*, pour Abidjan

a) Méthode

Pour comparer les décès enregistrés à l'état civil d'Abidjan aux résultats du modèle de Benoît Soro, il est nécessaire de convertir les estimations données pour l'ensemble du pays en estimations pour Abidjan. Pour ce faire, nous avons admis les hypothèses suivantes :

- 47 % de la population de la Côte d'Ivoire vit en zone urbaine ;
- un tiers de la population urbaine vit en Abidjan ;
- la proportion de la population de 15-69 ans est un peu plus élevée en Abidjan (57 %) que dans le reste du pays (50 %) ;
- la séroprévalence à VIH est de 5 % en milieu rural, 7 % en milieu urbain et 8 % en Abidjan.

Dans ces conditions, Abidjan regroupe environ 25 % des séropositifs du pays, des cas de sida et des décès. Ainsi, les estimations nationales des décès par sida ont été divisées par 4 pour fournir les estimations d'Abidjan.

b) Résultats

Les résultats de la comparaison apparaissent dans le tableau 25. En 1991, l'état civil donne 4,3 fois plus de décès d'adultes de 15 ans et plus par sida que l'*Epi-Model*, 2,4 fois moins de décès de 0-4 ans. L'étude de Benoît Soro ne fournit pas d'estimations de décès pour le groupe d'âges 0-4 ans en 1991 mais nous avons pu en faire le calcul (tableau 24).

Tableau 25. Comparaison entre les nombres cumulés de décès par sida enregistrés à l'état civil et donnés par *Epi-Model* en Abidjan

Année	Adultes de 15 ans et plus		Enfants de 0-4 ans	
	<i>Epi-Model</i>	État civil	<i>Epi-Model</i>	État civil
1989	2 625	6 034	1 750	1 359
1991	6 125	14 893	4 083	1 700

Le fait que l'on trouve plus de décès adultes par sida à l'état civil que n'en donne le modèle, malgré le sous-enregistrement des décès féminins, requiert une attention particulière. Il n'est pas vraisemblable que cette différence importante soit due à l'inexactitude de la conversion de l'ensemble du pays à Abidjan. Cette différence peut venir soit du modèle, soit des estimations de l'état civil. Du côté de l'état civil, on peut invoquer une forte proportion de décès de non-résidents parmi les décès dus au sida. Pourtant, la proportion de décès de non-résidents a eu tendance à diminuer au cours de ces années, et on n'a pas trouvé de biais apparent dans l'analyse des causes de décès. En revanche, *Epi-Model* est particulièrement sensible à certaines des hypothèses retenues. La plupart des paramètres semblent réalistes, l'enquête de séro-prévalence est fondée sur un échantillon assez important, et les estimations ne sont faites que pour deux années après l'enquête, une période suffisamment courte pour assurer une bonne précision. Une explication peut cependant venir de la procédure d'échantillonnage retenue pour l'enquête de séroprévalence. Il est en effet possible que les personnes les plus vulnérables (les plus sexuellement mobiles) aient été moins bien saisies par l'enquête. Aux États-Unis, dans les premières années de l'épidémie, la plupart des cas d'infection avaient touché les seuls groupes vulnérables (drogués, homosexuels, etc.). Il est donc possible qu'une forte proportion de cas survenus en Abidjan au cours des 7 premières années de l'épidémie se soient produits dans des groupes particuliers de jeunes adultes, à la fois très mobiles géographiquement, et donc peu susceptibles d'entrer dans l'enquête par sondage, et très mobiles sexuellement, donc plus susceptibles d'être infectés par le VIH. Ce pourrait être le cas tout particulièrement de certains jeunes migrants des deux sexes.

3. Comparaison avec les cas déclarés

Il reste à comparer ces résultats à ceux de la statistique officielle des cas de sida déclarés. On peut transposer les décès par sida en cas de sida en inversant la matrice de transition des cas de sida en décès. Ces cas ont été extrapolés à l'ensemble de la Côte d'Ivoire en multipliant par 4 les estimations pour Abidjan pour la période 1986 à 1992. Les résultats apparaissent au tableau 26.

Les résultats indiquent que, en 1992, il y avait probablement eu, au total, 7 fois plus de cas de sida d'adultes de 15 ans et plus dans le pays qu'il n'y avait eu de déclarations officielles, et deux fois plus que prévu par *Epi-Model* en 1991. Les résultats pour les enfants de 0-4 ans sont entachés d'une grande incertitude. On compte 63 cas infantiles déclarés, ce qui suggère que l'incidence du sida chez les enfants est plus faible qu'on ne le pense généralement, et certainement plus faible que prévu par *Epi-Model*. Mais, les extrapolations faites à partir de l'état civil, aussi

imprécises soient-elles, suggèrent que, de 1986 à 1992, il s'est peut-être produit 10 000 cas de sida chez des enfants de 0-4 ans dans l'ensemble du pays.

Tableau 26. Comparaison entre les nombres de cas de sida cumulés depuis le début de l'épidémie, d'après la statistique officielle, les décès de l'état civil et les résultats d'Epi-Model - Côte d'Ivoire

Année	Adultes de 15 ans et plus			Enfants de 0-4 ans		
	Statistique officielle	Epi-Model	État civil	Statistique officielle	Epi-Model	État civil
1986	120		4 000			
1987	586		9 000			
1988	1 779		18 000			
1989	3 709	15 000	34 000		10 000	
1990	6 898		50 000			
1991	10 792	35 000	76 000		23 000	
1992	14 655		100 000	63		10 000 ?

Note : Les cas déclarés se rapportent à tous les âges. Mais, le total des 0-4 ans ne comprend que 63 cas. À l'état civil, les décès ont été rétro-projetés en cas de sida.

4. Conclusion

Les estimations qui précèdent sont fondées sur plusieurs hypothèses et demandent à être considérées avec prudence. Elles conduisent cependant à plusieurs conclusions.

Les estimations de l'incidence du sida obtenues par l'analyse des statistiques d'état civil et en appliquant *Epi-Model* à l'enquête de séro-prévalence de 1989 sont du même ordre de grandeur. Elles sont donc compatibles, ce qui valide *a posteriori* nos estimations démographiques.

Néanmoins, l'estimation tirée de l'état civil est deux fois plus élevée que celle d'*Epi-Model* : cela pourrait être dû à un biais de recrutement de l'enquête de séro-prévalence. Elle est en revanche 7 fois supérieure à la statistique officielle, ce qui corrobore l'impression que les chiffres officiels sont fortement sous-estimés.

Les estimations concernant les enfants de 0-4 ans sont très divergentes. Il semble qu'*Epi-Model* ait tendance à surestimer les effets du sida sur la mortalité des jeunes enfants. Ceci pourrait être dû en partie au fait que durant les premières

années, l'épidémie porte essentiellement sur les groupes les plus vulnérables qui entraînent peu d'enfants dans leur sillage. Il se peut notamment que l'essentiel des femmes infectées regroupe des prostituées et des femmes non mariées ayant peu d'enfants.

Il n'y a pas de chiffres comparables pour les enfants de 5-14 ans. Mais ce groupe d'âges où la mortalité est la plus faible, semble assez fortement affecté par le sida. Cela ne transparait ni dans les modèles, ni dans les statistiques officielles, et demanderait une attention particulière.

CHAPITRE 8

RÉTRO-DÉCÈS : UN MODÈLE DE PROJECTION POUR ABIDJAN

1. Dynamique de l'épidémie

L'analyse des certificats de décès nous a montré que le sida a lourdement pesé sur la mortalité d'Abidjan entre 1986 et 1992 (chapitre 4). Nous allons ici tenter d'utiliser cette information pour construire un modèle visant d'abord à reconstituer la dynamique de l'épidémie, puis à la projeter dans le futur proche pour imaginer les conséquences probables du sida.

Cette méthode a ses limites, car elle ne prend pas en compte l'évolution naturelle de l'épidémie, qui dans une population hétérogène affecte d'abord les groupes à haute vulnérabilité avant de passer dans la population générale. Le modèle basé sur les décès des premières années ne peut prendre en compte que la première phase, c'est-à-dire la dynamique de l'épidémie dans les groupes à haute vulnérabilité, et la projection sera donc limitée à quelques années, date au delà de laquelle elle n'aurait plus de sens.

L'analyse des données de l'état civil d'Abidjan montre que l'essentiel de l'accroissement de la mortalité (incidence du sida) a porté sur les hommes de 15-74 ans, groupe pour lequel la qualité des données peut être considérée comme particulièrement bonne (meilleure que pour les femmes du même âge).

On peut faire l'hypothèse que, chez les adultes, la majorité des infections par VIH résulte de la transmission sexuelle, même si les transfusions ont pu aussi jouer un rôle. Les comportements sexuels n'ont pas changé de manière significative au cours des dix premières années de l'épidémie (1983-1992), et l'on peut donc s'attendre à un prolongement des tendances actuelles au cours des prochaines années, jusqu'à environ l'an 2000. Pour les jeunes enfants, il est vraisemblable que la plupart des cas soient dus à la transmission verticale, de mère à enfant. Cet

élément de l'épidémie reste difficile à évaluer en Abidjan à cause de la faiblesse des données sur la mortalité des enfants. Pour les enfants de 5-14 ans, la plupart des cas sont probablement dus aux transfusions sanguines, souvent suite à un épisode d'anémie palustre ou à un cas d'anémie falciforme. Puisque la banque du sang est maintenant considérée comme sûre, on peut considérer que ces cas sont devenus rares et qu'il ne serait pas justifié de prolonger les tendances précédentes. Pour toutes ces raisons, le modèle présenté ci-dessous a été volontairement restreint aux adultes de sexe masculin.

2. Le modèle Rétro-Décès

Nous sommes partis, pour construire le modèle Rétro-Décès, de l'expérience d'*Epi-Model* (chapitre 7). Rétro-Décès s'appuie sur la dynamique observée du nombre de décès, un sérieux avantage sur *Epi-Model* qui ne repose que sur une enquête ponctuelle de séroprévalence. Rétro-Décès permet donc de s'affranchir d'hypothèses auxquelles *Epi-Model* est particulièrement sensible, comme les paramètres de la fonction Gamma (chapitre 7, section 1). La forme de la distribution des cas d'infections à VIH peut être ajustée sur plusieurs points de manière à approcher au mieux la série des décès. De plus, Rétro-Décès partant de l'ensemble des décès observés permet d'éviter les biais éventuels résultants d'un sondage insuffisamment représentatif, notamment le risque d'exclusion de catégories particulièrement vulnérables.

a) Principes du modèle

Le principe de Rétro-Décès est de reconstruire la série annuelle des cas d'infections n années auparavant (à la date $t-n$) qui ont conduits aux décès par sida de l'année t . On commence par étudier la distribution annuelle des décès attribuables au sida pour une distribution annuelle donnée d'infections à VIH (la dynamique de l'épidémie). Ceci permet de calculer ensuite la matrice de rétro-projection des décès, qui permettra à son tour de remonter des décès aux infections. On ajuste enfin au mieux les paramètres du modèle aux séries de décès observés. Une fois que la dynamique de l'épidémie est établie, on peut projeter en avant dans le temps, faire une projection de ce qui pourrait se passer dans le futur si les mêmes circonstances continuaient à prévaloir. La partie prospective de Rétro-Décès est tout à fait analogue à celle d'*Epi-Model*. C'est l'analyse rétrospective qui est différente.

Le modèle Rétro-Décès ressemble à certains égards aux modèles de rétro-calcul (*backcalculation models* en anglais) tels que ceux de Brookmeyer et Gail

(1988), Mawhinney *et al.* (1994), ou Harris et Rattner (1994), mais son approche statistique est plus simple. Il ne fait pas appel à des procédures d'ajustement par la méthode du maximum de vraisemblance, ni à de complexes équations de programmation linéaire. Il utilise plus simplement un ajustement qui minimise une distance de χ^2 . Il a aussi l'avantage sur les autres modèles de bien prendre en compte la dynamique des décès attribuables au sida.

b) Méthode

Rétro-projection des décès

Le modèle Rétro-Décès nécessite d'abord la projection en arrière dans le temps du nombre de décès observés chaque année pour retrouver le nombre des infections des années antérieures. Il permet ensuite de projeter les tendances dans le futur. Ceci est réalisé en quatre étapes :

- 1) choix d'une date de démarrage de l'épidémie (apparition des premières infections) : on a pris ici 1980 ;
- 2) adoption d'une hypothèse sur la distribution annuelle des infections au cours des premières années de l'épidémie (on a pris ici une fonction Gamma, avec comme point de départ un paramètre $a = 8$, qui sera ajusté par la suite) : ceci permet de faire un premier calcul du nombre d'infections au cours des années 1980 à 2000 (tableau A-30 et A-31) ;
- 3) choix d'une série de probabilités de passage de l'infection au sida clinique : les paramètres ont été ajustés d'après les données empiriques disponibles et interpolées année par année de la première à la vingtième (tableau A-30) ;
- 4) choix d'une série de probabilités de passage du sida clinique au décès : les paramètres ont été ajustés d'après les données empiriques disponibles et interpolées année par année de la première à la quatrième (tableau A-30).

Cette matrice permet de calculer les infections à la date t à partir de la série de décès. Pour chacune des années, le nombre des décès observés est réparti d'après le nombre d'infections à l'année $t-n$ qui en sont à l'origine. Cette procédure produit une distribution des décès attendus chaque année en fonction de l'année de l'infection (tableau A-32.).

Reconstruction du total des infections

Une procédure similaire est suivie pour faire le cumul des infections survenues jusqu'à la date t . Le seul paramètre ajouté ici est la proportion d'infections qui se

sont produites à l'année $t-n$ qui se sont terminée en décès n années plus tard, en l'année t . Ceci est réalisé de la même manière que pour les étapes 1 à 3. En inversant les formules, les infections qui conduisent au décès sont cumulées en infections à la date t . Cette procédure fournit le nombre total d'infections, de cas de sida et de décès par sida survenus chaque année de 1980 à 1992.

Les résultats de cet exercice apparaissent dans la figure 43. Le pic des infections se situe en 1987, alors que le pic des cas de sida et des décès se situent environ 10 années plus tard. De plus, du fait de la longue période de latence de la maladie, les pics des cas de sida et des décès sont beaucoup moins marqués que le pic des infections, bien qu'au total toutes les infections produisent un sida suivi de peu par un décès (les aires sous les courbes sont égales).

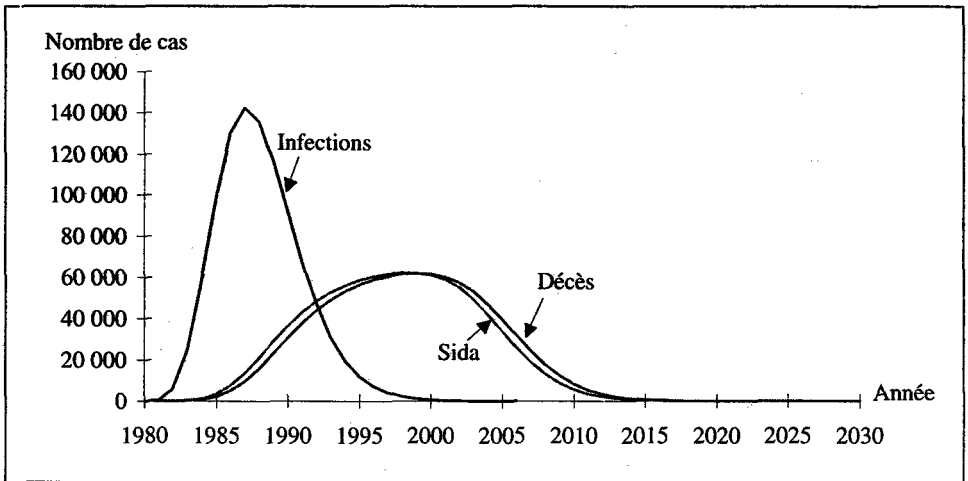


Figure 43. Distribution hypothétique des infections à VIH, des cas de sida et des décès par sida, 1980-2026 (fonction Gamma avec $a = 8,6$)

Procédure itérative d'ajustement

Le modèle peut maintenant être utilisé pour ajuster au mieux les données. Les nombres de décès attendus à la date t sont maintenant comparés aux nombres de décès observés. En définissant une distance du χ^2 entre les deux distributions, on peut ajuster le paramètre de la fonction Gamma qui minimise cette distance. Les résultats montrent une faible correction à partir du paramètre pris comme point de départ ($a = 8$) puisque l'ajustement donne $a = 8,6$. La procédure d'ajustement est assez sensible dans les deux sens. Vers le bas, les valeurs du χ^2 passent de 81 pour $a = 8,6$ à 153 pour $a = 8$, à 673 pour $a = 7$, et à 1 829 pour $a = 6$. Vers le haut, les valeurs de χ^2 passent de 112 pour $a = 9$, 407 pour $a = 10$, et 929 pour $a = 11$.

L'hypothèse retenue d'une incidence de forme Gamma peut être testée dans une certaine mesure. On constate, par exemple, qu'il est impossible d'obtenir un ajustement adéquat de la progression du nombre de décès, soit par une valeur du paramètre a en dehors de l'intervalle de 8 à 9, soit par une croissance arithmétique du nombre de cas (progression trop faible du nombre de décès), soit par une croissance géométrique du nombre de cas (progression trop forte du nombre de cas) (figures 44 et 45). Il apparaît alors nécessaire que la courbe d'incidence passe par un maximum, comme le fait la fonction Gamma, pour ajuster correctement la progression du nombre de décès. Ce phénomène correspond d'ailleurs aux modèles de dynamique d'épidémie dans les populations hétérogènes.

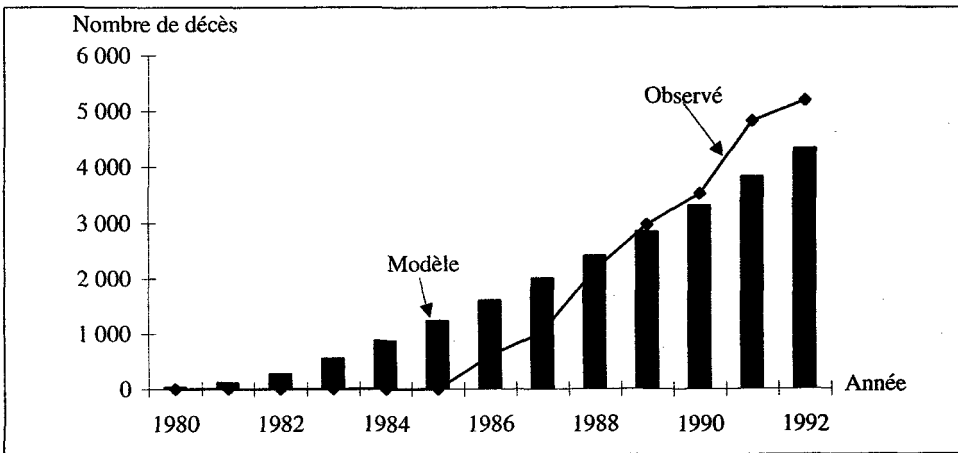


Figure 44. Comparaison du nombre observé de décès par sida aux résultats d'un modèle fondé sur la croissance linéaire de l'incidence

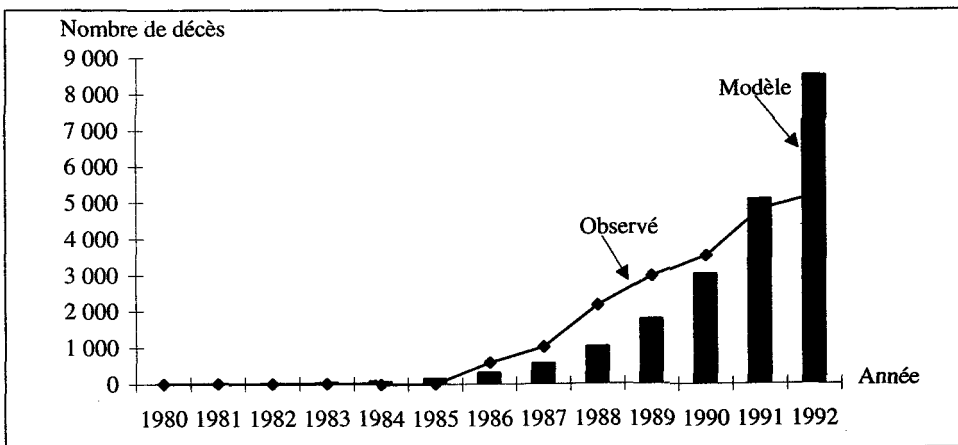


Figure 45. Comparaison du nombre observé de décès par sida aux résultats d'un modèle fondé sur la croissance exponentielle de l'incidence

Projections vers l'avant

Le modèle Rétro-Décès est maintenant prêt pour les projections vers l'avant. Puisque le modèle semble ajuster correctement les 12 premières années de l'épidémie (1981-1992), il peut être prolongé sur les quelques années suivantes (1993-2000). En effet, du fait de la longue latence de la maladie, la majorité des personnes qui vont décéder entre 1993 et l'an 2000 étaient déjà infectées dès 1992. Si on admet que l'on a pu reconstituer la dynamique de l'épidémie avant 1992, on peut prévoir son évolution prochaine avec un certain degré de précision. Ceci est réalisé en appliquant les mêmes formules pour l'incidence des infections, les cas de sida et les décès.

3. Résultats

Le modèle Rétro-Décès a été appliqué à la population masculine de 15-74 ans d'Abidjan. Le nombre de décès attribuables au sida dans cette population est de 20 299 entre 1986 et 1992 (tableau A-34). Ce sont ces décès qui ont servi de base au modèle. Les résultats apparaissent à la figure 46 et dans le tableau A-32.

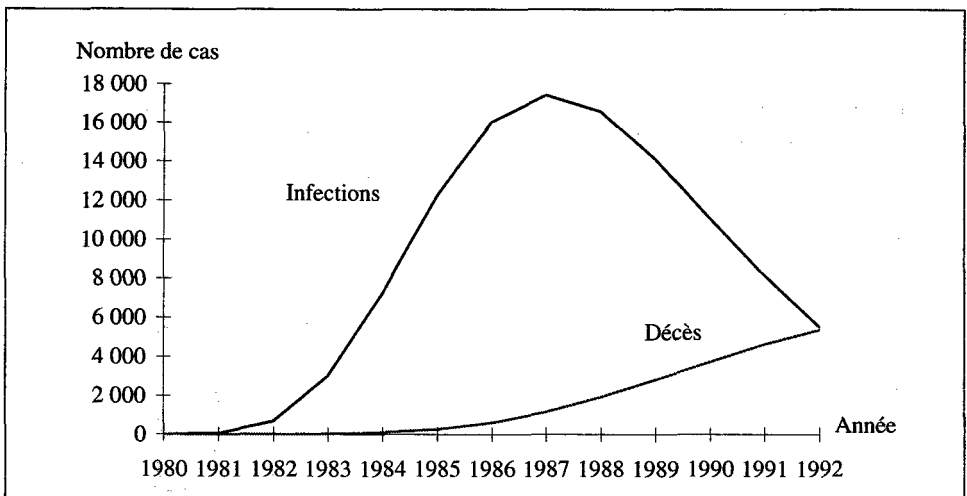


Figure 46. Reconstruction de la dynamique de l'épidémie de sida entre 1980 et 1992 (d'après le modèle Rétro-Décès appliqué à la séquence des décès par sida observés)

Le premier pic de l'incidence de l'infection à VIH est déjà passé, il a probablement eu lieu en 1987. On peut estimer qu'à la fin de 1992 approximativement 112 500 hommes adultes étaient infectés, soit environ 15 % des hommes de 15-74 ans. Ce chiffre est compatible avec les données de séro-prévalence. Le modèle indique aussi que le nombre de décès observés n'est qu'une petite partie de l'iceberg des cas déjà infectés. Les calculs fondés sur les données de l'état civil montrent qu'environ 20 300 hommes adultes étaient déjà décédés du sida à la fin de 1992, soit seulement une personne sur 5,5 déjà infectée à cette date.

Qualité du modèle

Pour tester la validité du modèle, on peut comparer, sur une période déjà révolue, les décès prévus par le modèle aux décès observés (figure 47 et tableau A-34). Le nombre de décès prévus par le modèle paraît assez proche du nombre de décès observés pour chaque année de 1986 à 1992. Il semble qu'un petit nombre de décès attribuables au sida survenus entre 1981 et 1985 aient échappé à l'analyse des données de l'état civil. Ceci se comprend bien car ces nombres sont faibles par rapport à l'ensemble des décès toutes causes confondues, et l'analyse des tendances globales avait donc peu de chances de les identifier.

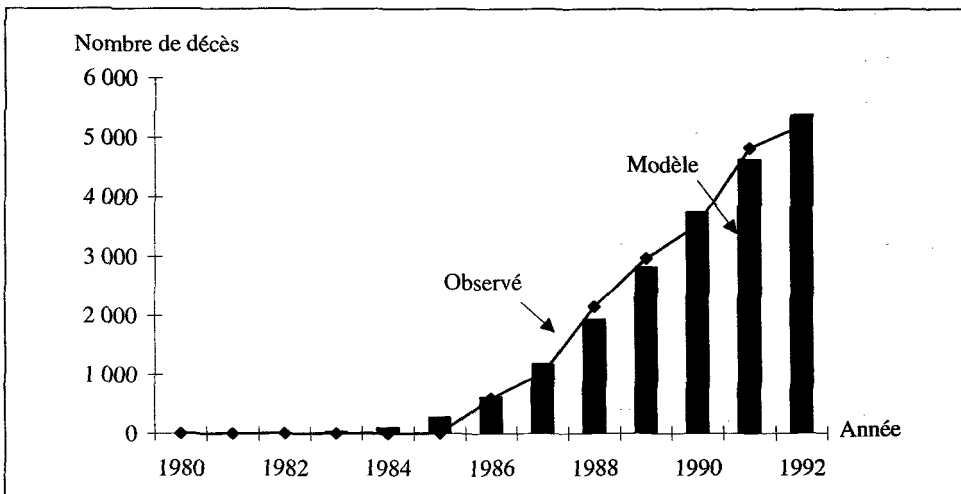


Figure 47. Comparaison de l'évolution du nombre de décès par sida prévue par le modèle à celle des décès réellement observés à l'état civil, Abidjan 1980-1992

Une indication supplémentaire sur la précision de l'ajustement du modèle à la situation locale nous est donnée en calculant le rapport des nombres annuels

d'infections à VIH après l'ajustement à ceux de la fonction Gamma (figure 48). Compte tenu de l'échelle (0,95 à 1,02), les résultats apparaissent très similaires, et montrent que la fonction Gamma est tout à fait appropriée. S'il y a une différence, c'est que le nombre d'infections prévues par le modèle tend à diminuer plus vite que celui de la fonction Gamma à partir de 1989. En utilisant la fonction Gamma jusqu'en 1992 on a donc probablement légèrement surestimé le nombre d'infections des dernières années. Mais cela n'aura qu'un effet négligeable sur les nombres calculés de cas de sida et de décès par sida de ces dernières années, puisque la grande majorité des personnes concernées ont été infectées plusieurs années auparavant.

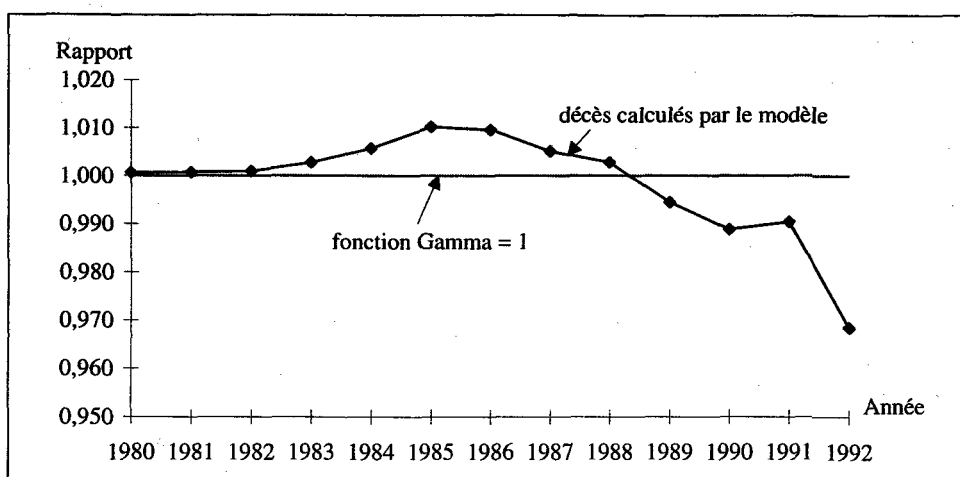


Figure 48. Rapport du nombre d'infections prévu par le modèle Rétro-Décès au valeurs de la fonction Gamma, 1980-1992

4. Projections pour la période 1993-2000

Le modèle a été utilisé pour faire des projections jusqu'en l'an 2000. Une forte proportion (92 %) des infections de cette première phase de l'épidémie se sont produites avant 1992. Ainsi, le futur de l'épidémie pour les quelques années suivantes peut être projeté avec une certaine précision. En appliquant les mêmes formules que précédemment, le nombre de cas de sida et le nombre de décès par sida à venir peuvent être calculés directement. Le modèle prévoit ainsi que 121 784 hommes adultes seront infectés et que 77 % des cas de sida et 80 % des décès par sida auront lieu après 1992. Selon ces hypothèses, il n'y aurait pas de brusque

montée des cas de sida ni de décès par sida, comme ce fut le cas pour les infections, mais au contraire un flux assez stable de 5 000 à 7 500 nouveaux cas de sida et de décès chaque année de 1993 à l'an 2004 (tableau A-35).

5. Discussion

L'utilisation de la fonction Gamma pour obtenir la distribution du nombre de nouvelles infections au cours des 12 premières années de l'épidémie s'avère *a posteriori* raisonnable, puisqu'il permet d'ajuster assez précisément la séquence des nombres annuels de décès entre 1986 et 1992. On n'aurait obtenu un tel ajustement ni avec une fonction linéaire de l'incidence (croissance trop faible des décès) ni avec une fonction exponentielle de l'incidence (croissance trop forte des décès) (figures 44 et 45). Le ralentissement observé de la croissance du nombre de décès, depuis 1989, implique en effet une diminution de l'incidence quelques années auparavant, ce dont la fonction Gamma rend bien compte.

Le fait que l'incidence des infections à VIH commence à diminuer à partir de 1987 pourrait être contesté. Mais d'autres modèles ont montré que dans une population hétérogène (avec, par exemple, une sous-population à haute vulnérabilité et une sous-population à faible vulnérabilité), l'épidémie se développe en plusieurs phases. La sous-population à forte vulnérabilité s'infecte d'abord, très rapidement, comme cela a été le cas des homosexuels et des héroïnomanes nord-américains, produisant un premier pic d'incidence, alors que le reste de la population reste largement indemne pendant plusieurs années. C'est probablement ce qui s'est passé dans de nombreux pays d'Afrique Centrale et d'Afrique de l'Ouest, où la séroprévalence semble s'être stabilisée au début des années 1990. Mais cette première phase peut être suivie d'une seconde phase, où le virus gagne la sous-population à faible vulnérabilité (Anderson et May, 1991). Le modèle utilisé ici, basé sur les 12 premières années de décès, ne rend probablement compte que de la première phase de l'épidémie. Si une fraction importante de la population à haute vulnérabilité s'est infectée avant 1992, cette première phase tendra à s'estomper. Ceci n'exclut évidemment pas l'entrée en scène d'une seconde phase, touchant plus lentement une plus grande partie de la population. Le modèle utilisé ici, volontairement simpliste, n'est pas en mesure de prévoir cette seconde phase. Celle-ci est non seulement possible mais probable pour la population d'Abidjan. Cela augmenterait considérablement les prévisions du nombre de cas de sida et de décès, surtout à partir de l'an 2000.

Cependant, on peut aussi imaginer un autre scénario, dans lequel la médecine préventive et curative feraient des progrès considérables au cours des prochaines années. Par exemple, un médicament antiviral, ou un vaccin qui permettrait de

prévenir ou de soigner le sida, pourraient être mis au point. La vie des personnes déjà infectées pourrait être prolongée de plusieurs années et tous les paramètres du modèle seraient changés. Mais il faut se souvenir qu'une proportion importante de la population adulte masculine d'Abidjan a déjà été infectée par le VIH, et que, sauf dans l'éventualité d'une découverte majeure et très prochaine, ceux-ci vont presque sûrement décéder des suites de leur infection au cours des quelques années à venir.

CONCLUSIONS ET RECOMMANDATIONS

1. Principaux résultats

Abidjan est l'une des plus grandes cités de l'Afrique de l'Ouest, qui compte près de 2 millions d'habitants en 1988. La ville a connu une croissance particulièrement rapide depuis sa création, attirant de larges effectifs de jeunes migrants provenant des zones rurales du pays et des pays limitrophes. Une grande majorité de migrants sont de jeunes hommes, entraînant un fort déséquilibre entre les sexes chez les jeunes adultes. Ce déséquilibre entre les sexes combiné à la forte proportion de jeunes adultes dans la population a créé une situation particulièrement favorable à la propagation des maladies sexuellement transmissibles. Abidjan est un cas des plus typiques d'urbanisation rapide et de changements brusques des structures familiales. Il n'est pas surprenant d'y assister à une propagation particulièrement rapide du VIH.

L'approche suivie ici pour évaluer les conséquences démographiques du sida en Abidjan repose sur l'analyse des tendances de la mortalité avant et après le début de l'épidémie. Les taux de mortalité étaient en baisse durant la période 1973-1982 dans de nombreux groupes d'âges, et assez stables chez les jeunes adultes de 15-34 ans et chez les personnes âgées de 65-74 ans. Un renversement de tendances est visible dès 1986, date de la notification des premiers cas de sida clinique, dans la plupart des groupes d'âges considérés, à l'exception du groupe d'âges de 0-4 ans. La différence entre les taux de mortalité observée après 1986 et l'extrapolation des tendances de la période 1973-1982 donne une mesure des décès attribuables au sida. Il n'y a guère d'autre cause qui puisse expliquer cette rupture des tendances. Certes, il semble que la mortalité par paludisme ait augmenté au cours de la période 1986-1992, indépendamment de l'épidémie de VIH, mais on ne peut lui imputer qu'une faible partie de l'augmentation de la mortalité observée (2,8 %), et, d'ailleurs, elle porte essentiellement sur les enfants en bas âge, les moins touchés par l'augmentation de la mortalité. Il en va de même des décès par "accidents et violence", qui sont aussi en augmentation, mais qui n'expliquent que 1,7 % de l'accroissement des taux de mortalité.

a) Conséquences démographiques

En 1992, le nombre de décès déclarés en Abidjan (11 639) était plus du double du nombre de décès prévus par l'extrapolation des tendances de la période 1973-1982 (5 725). Cet accroissement est presque exclusivement attribuable au sida. Cumulés de 1986 à 1992, ce sont près de 25 000 décès qui sont attribuables au sida, en excès de 56 % par rapport aux décès attendus pour l'ensemble de ces sept années. Cette augmentation, très impressionnante de la mortalité n'a guère d'équivalent dans l'histoire hors des périodes de crises majeures¹¹. Elle a déjà coûté une baisse de 4,6 ans d'espérance de vie pour les jeunes hommes de 15 ans et 1,4 an d'espérance de vie pour les jeunes femmes de 15 ans.

Ces estimations sont plus élevées que les estimations précédentes. Converties en cas de sida, on peut estimer l'incidence à 6 251 nouveaux cas de sida dans la ville d'Abidjan en 1989 pour une population de 2 millions d'habitants, soit une incidence de 3 pour mille par an, estimation 2,2 fois supérieure à l'estimation de Kevin De Cock en 1990. Si on extrapole ces données d'Abidjan à l'ensemble de la Côte d'Ivoire, en pondérant par les séroprévalences des différentes régions, on obtient une incidence cumulée d'environ 100 000 cas de sida à la fin de l'année 1992, soit approximativement 7 fois plus que le nombre de cas officiellement déclaré par le Ministère de la santé (14 655). Cette estimation est aussi 2,4 fois plus élevée que les estimations des décès faites à partir des projections de séropositifs en 1989. Comme il y a une sous-estimation des décès de femmes et de jeunes enfants à l'état civil, et comme la proportion de non-résident tend à diminuer avec le temps, ces estimations sont probablement elles-mêmes des sous-estimations de l'incidence réelle du sida en Abidjan.

b) Différences socio-économiques

Une grande majorité des 24 292 décès attribuables au sida ont frappé les hommes adultes (70 % du total). Les femmes semblent moins affectées que les hommes en valeur absolue, cependant il faut noter que leur mortalité est sous-estimée. Le nombre estimé de décès par sida semble très faible chez les jeunes enfants, mais leur mortalité est elle aussi sous-estimée.

Pratiquement toutes les strates de la société semblent avoir été affectées par le sida durant cette phase précoce de l'épidémie. On note une corrélation entre l'augmentation de la mortalité et le type d'habitat : les communes où l'habitat de

¹¹ Il n'y a guère qu'en Europe de l'Est et dans les pays de l'ex-URSS que l'on a pu observer une dégradation structurelle de l'état sanitaire, avec des pertes sensibles d'espérance de vie sur plusieurs décennies (Méslé, 1991 ; Méslé *et al.*, 1992 ; Shkolnikov *et al.*, 1995).

type "évolutif" est le plus fréquent sont aussi les plus touchées. Cette strate représente surtout une classe moyennement défavorisée, qui semble avoir été proportionnellement plus affectée que les classes les plus favorisées ou que les classes les plus défavorisées. La plupart des groupes professionnels sont affectés, bien que les catégories les plus traditionnelles, comme les paysans, et les mères de famille, semblent moins affectées, alors que les catégories moins conventionnelles, comme les artistes pour les hommes ou le secteur informel pour les femmes, semblent les plus affectées. Les personnes d'origine étrangère paraissent ne pas avoir été plus touchées que les Ivoiriens, mais cela pourrait résulter d'un biais d'information puisque les étrangers infectés ont pu rentrer en grand nombre dans leur pays dans la phase finale de leur maladie.

c) Causes de décès

Les données des hôpitaux sont moins complètes que celles de l'état civil. Mais, elle révèlent une augmentation similaire du nombre de décès au cours de la même période. L'essentiel de cette augmentation est attribuable aux maladies infectieuses et parasitaires, en particulier au sida, et aux méningites, pneumonies, diarrhées, tuberculoses, septicémies, encéphalites, et hépatites, infections opportunistes les plus fréquentes en Afrique. Le rôle de la méningite apparaît plus important qu'on ne l'a rapporté jusque-là. Mais, ces méningites recouvrent probablement beaucoup de méningites tuberculeuses, qui sont souvent codées ailleurs comme des tuberculoses. Le rôle de l'hépatite, lui aussi plus fort que prévu, nécessiterait une recherche plus approfondie.

2. Recommandations

L'analyse des certificats de décès d'Abidjan révèle les points forts et les faiblesses du système d'information sanitaire, problèmes importants pour l'avenir. L'information sur les décès par sexe, âge et cause de décès est souvent considérée comme un des éléments les plus importants du système d'information sanitaire. Quand elle est précise, elle offre des indications précieuses pour la recherche, pour l'évaluation des programmes et pour l'action. L'évaluation des tendances de la mortalité est ainsi apparue dans cette étude comme un outil efficace pour évaluer les conséquences démographiques du sida. Ces données, même imparfaites, pourraient aussi être utilisées pour en mesurer les conséquences économiques et donner une idée de la valeur économique potentielle des actions de prévention.

a) Données de l'état civil

Notre première recommandation a donc trait à l'état civil lui-même. Les données qu'on peut en tirer à Abidjan sont de qualité raisonnable : elles méritent d'être analysées. Elles ne sont pas, certes, sans quelques faiblesses, mais notre étude suggère quelques actions ciblées qui pourraient en améliorer encore la qualité et la disponibilité. Par exemple :

- améliorer la complétude des déclarations à l'état civil, en particulier pour les femmes et pour les enfants en bas âge ;
- améliorer la précision de l'information démographique portée sur le certificat de décès ;
- améliorer les conditions d'archivage des certificats de décès (armoires étanches à la poussière ; reliure des certificats plus rapide) ;
- assurer un codage détaillé de l'information contenue dans le certificat de décès. Un code intégré pour les professions, lieux de naissance et lieu de résidence pourrait être développé sur la base d'expériences antérieures. Ces codes devraient fournir une information complète au niveau le plus détaillé, importante pour la connaissance épidémiologique, et devraient pouvoir permettre un recodage simple en une douzaine de catégories pour faciliter la tabulation de base ;
- remettre en vigueur la publication de rapports mensuels sur le nombre de naissances et de décès par centre : cela permettrait un suivi plus fin des tendances démographiques et un contrôle régulier du système d'information ;
- procéder à une analyse annuelle exhaustive et systématique des données de l'état civil, suivie de la publication d'un rapport annuel. Il s'agit d'un outil peu onéreux qui fournit une information appréciable sur la démographie et la santé de la population ;
- mettre au point un logiciel pour la saisie des données sur ordinateur, avec vérification immédiate et codage automatique. Un modèle a été fourni dans le cadre de cette étude.

b) Données hospitalières

Les données hospitalières présentaient de nombreuses faiblesses. Un certain nombre d'aménagements pourrait donner toute sa valeur à cet important ensemble de données :

- organiser l'archivage des données hospitalières (il est particulièrement défectueux en Abidjan, mais ce problème pourrait être facilement résolu) ;

- publier systématiquement l'information sur les maladies et les décès par sexe, âge et caractéristiques socio-économiques (ceci peut être fait à peu de frais) ;
- améliorer les données sur les causes de décès, en les codant selon la dixième classification internationale des maladies et des causes de décès (CIM-10) qui permet notamment un codage détaillé des causes liées au sida ;
- utiliser davantage les causes multiples de décès, surtout en matière de sida ;
- spécifier si la personne décédée a été examinée cliniquement, si elle a fait l'objet d'un diagnostic de sérologie ou d'un autre test biologique, si une autopsie a été réalisée, et si son cas correspond à la définition internationale du sida ;
- saisir et analyser systématiquement les données des certificats de décès. Ceci peut être réalisé simplement et à un coût assez faible à l'aide d'un micro-ordinateur et d'un programme de saisie : l'ordinateur peut même produire des rapports mensuels et annuels standardisés des décès par sexe, âge, cause de décès et diverses catégories socio-économiques.

L'objet de cette étude était de prendre la mesure des conséquences démographiques du sida. Elle révèle, sans ambiguïté, l'ampleur de la crise qui frappe la ville d'Abidjan. Espérons qu'elle servira à sensibiliser les décideurs et les différents acteurs travaillant dans le domaine de la santé à l'urgence d'une intervention massive pour empêcher ce drame de prendre une dimension encore plus terrible dans les années à venir, que ce soit en Abidjan, ou, plus largement, en Afrique et dans le reste du monde.

ANNEXES

ANNEXE 1

Tableau A-1. Évolution de la population d'Abidjan, 1912-1988

Source	Population		Accroissement	
	Date	Effectifs	Période	Taux pour 1 000
Recensement administratif	1912	1 400	1912-34	11,3
Recensement administratif	1928	5 400	1934-75	9,7
Recensement administratif	1934	17 000	1975-88	5,5
Recensement démographique	avril 1955	120 051		
Recensement démographique	30 avril 1975	951 216		
Recensement démographique	15 avril 1988	1 929 079		

Source : Recensements administratifs, cités par Antoine *et al.*, 1987,

Tableau A-2. Répartition de la population d'Abidjan par sexe et âge aux trois recensements démographiques et à l'enquête nationale de 1978-79

Groupes d'âges (années)	Recensement de 1955		Recensement de 1975		EPR 1978		Recensement de 1988	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0-4	9 963	9 965	89 407	86 407	126 877	124 549	171 793	165 232
5-9	6 433	6 409	54 053	59 803	75 186	83 411	131 201	138 456
10-14	3 382	3 069	35 091	45 125	49 996	72 308	91 099	119 428
15-19	6 731	6 245	51 796	61 459	62 338	87 119	86 282	121 466
20-24	9 753	7 776	79 288	58 820	86 731	80 544	114 116	118 113
25-29	12 199	7 110	68 837	43 847	82 461	56 074	112 045	99 899
30-34	7 325	3 862	45 039	25 535	55 532	37 881	93 652	67 573
35-39	5 583	2 717	34 928	17 925	43 069	26 280	72 655	42 060
40-44	3 419	1 355	22 647	10 612	29 849	15 189	43 663	24 539
45-49	2 115	836	14 502	6 466	20 861	10 701	31 084	16 042
50-54	1 120	452	7 695	3 759	11 645	6 619	19 799	9 989
55-59	657	280	4 232	2 096	6 061	3 931	11 673	6 337
60-64	282	132	2 396	1 423	3 386	3 199	5 919	3 866
65-69	168	98	1 154	804	1 618	1 437	3 044	2 350
70-74	87	69	640	544	1 039	833	1 274	1 068
75 et +	127	75	617	507	928	1 184	1 213	1 375
Inconnu	356	201	7 947	5 781	152	83	454	320
Total	69 700	50 651	520 269	430 913	657 729	611 342	990 966	938 113

Tableau A-3. Rapports de masculinité par âge aux trois recensements démographiques et à l'enquête nationale de 1978-79

Groupes d'âges	1955	1975	1978	1988
0-4	100	103	102	104
5-9	100	90	90	95
10-14	110	78	69	76
15-19	108	84	72	71
20-24	125	135	108	97
25-29	172	157	147	112
30-34	190	176	147	139
35-39	205	195	164	173
40-44	252	213	197	178
45-49	253	224	195	194
50-54	248	205	176	198
55-59	235	202	154	184
60-64	214	168	106	153
65-69	171	144	113	130
70-74	126	118	125	119
75 et +	169	122	78	88
Inconnu	177	137	183	142
Total	138	121	108	106

Tableau A-4. Taux (‰) d'accroissement intercensitaire de la population par sexe et âge

Groupes d'âges	1955 - 1975		1975 - 1988	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
0-4	109,7	111,7	49,6	49,3
5-9	106,4	134,4	67,7	64,2
10-14	117,0	114,3	72,9	74,6
15-19	102,0	101,2	38,5	51,9
20-24	104,8	91,0	27,1	53,1
25-29	86,5	94,4	36,7	62,9
30-34	90,8	94,3	55,7	74,6
35-39	91,7	102,9	55,7	65,2
40-44	94,5	102,3	49,8	64,1
45-49	96,3	105,9	58,1	69,5
50-54	96,4	100,6	72,2	74,9
55-59	93,1	118,9	77,6	84,9
60-64	107,0	105,2	69,1	76,6
65-69	96,4	103,2	74,2	82,3
70-74	99,8	95,6	52,3	51,4
75 et +	79,0	168,0	51,3	76,4
Total	100,5	103,4	50,0	60,4

Tableau A-5. Reconstruction des effectifs annuels de la population d'Abidjan par sexe et âge, de 1973 à 1992

a) Sexe masculin

Années	Âges																Total	
	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70		75
1973	19 191	63 745	48 506	31 191	49 030	76 627	65 376	41 314	32 038	20 997	13 245	6 848	3 730	2 145	1 024	591	571	476 169
1974	20 166	66 984	51 904	33 550	50 953	78 733	67 818	43 680	33 874	22 070	14 037	7 361	4 031	2 298	1 102	622	601	499 784
1975	21 191	70 387	55 540	36 089	52 951	80 898	70 351	46 182	35 815	23 198	14 876	7 913	4 356	2 462	1 187	656	633	524 685
1976	22 267	73 964	59 430	38 819	55 028	83 122	72 979	48 827	37 867	24 383	15 765	8 505	4 708	2 638	1 279	691	666	550 938
1977	23 399	77 722	63 594	41 756	57 187	85 407	75 705	51 624	40 037	25 628	16 707	9 142	5 088	2 827	1 377	728	701	578 629
1978	24 588	81 671	68 049	44 915	59 430	87 755	78 533	54 580	42 331	26 938	17 706	9 827	5 499	3 029	1 483	767	738	607 839
1979	25 837	85 821	72 816	48 313	61 761	90 167	81 467	57 706	44 757	28 314	18 764	10 564	5 943	3 246	1 597	809	777	638 659
1980	27 150	90 181	77 917	51 969	64 183	92 646	84 510	61 011	47 322	29 760	19 886	11 355	6 422	3 478	1 720	852	818	671 180
1981	28 529	94 764	83 376	55 901	66 701	95 193	87 667	64 506	50 033	31 281	21 074	12 206	6 941	3 727	1 852	898	861	705 510
1982	29 979	99 578	89 217	60 130	69 317	97 809	90 942	68 200	52 901	32 879	22 334	13 120	7 501	3 994	1 995	946	906	741 748
1983	31 502	104 638	95 467	64 679	72 036	100 498	94 339	72 106	55 932	34 558	23 669	14 103	8 106	4 279	2 149	997	954	780 012
1984	33 103	109 954	102 154	69 573	74 861	103 261	97 863	76 236	59 137	36 324	25 083	15 159	8 761	4 585	2 314	1 050	1 004	820 422
1985	34 785	115 541	109 311	74 836	77 797	106 100	101 518	80 602	62 526	38 180	26 583	16 295	9 468	4 913	2 492	1 107	1 057	863 111
1986	36 552	121 412	116 969	80 498	80 849	109 016	105 311	85 219	66 109	40 130	28 171	17 516	10 232	5 265	2 684	1 166	1 112	908 211
1987	38 409	127 581	125 163	86 588	84 020	112 013	109 244	90 099	69 897	42 180	29 855	18 828	11 058	5 641	2 890	1 229	1 171	955 866
1988	40 361	134 063	133 931	93 139	87 315	115 093	113 325	95 260	73 903	44 335	31 640	20 238	11 951	6 045	3 113	1 295	1 233	1 006 240
1989	42 412	140 875	143 313	100 186	90 740	118 256	117 559	100 716	78 138	46 600	33 531	21 754	12 915	6 477	3 352	1 365	1 298	1 059 487
1990	44 567	148 032	153 353	107 766	94 299	121 507	121 950	106 484	82 615	48 981	35 535	23 384	13 958	6 941	3 611	1 438	1 366	1 115 787
1991	46 831	155 554	164 096	115 919	97 998	124 848	126 505	112 583	87 349	51 483	37 658	25 136	15 085	7 437	3 888	1 515	1 438	1 175 323
1992	49 211	163 458	175 592	124 689	101 842	128 280	131 231	119 031	92 355	54 113	39 909	27 019	16 302	7 969	4 188	1 596	1 514	1 238 299

b) Sexe féminin (A-5, suite)

Années	Âges																Total	
	0	1	5	10	15	20	25	30	35	40	45	50	55	60	65	70		75
1973	18 510	61 526	53 911	39 915	56 662	54 107	39 617	22 587	16 129	9 568	5 772	3 323	1 820	1 254	701	502	447	386 351
1974	19 446	64 637	57 485	43 005	59 680	57 059	42 191	24 335	17 216	10 201	6 188	3 581	1 981	1 354	761	528	483	410 131
1975	20 429	67 906	61 295	46 335	62 858	60 172	44 931	26 219	18 376	10 876	6 634	3 860	2 157	1 461	827	556	521	435 413
1976	21 462	71 339	65 357	49 922	66 206	63 455	47 849	28 249	19 614	11 596	7 111	4 160	2 348	1 578	898	585	562	462 291
1977	22 548	74 946	69 689	53 786	69 732	66 917	50 957	30 435	20 936	12 363	7 623	4 483	2 556	1 703	975	616	607	490 872
1978	23 687	78 736	74 308	57 950	73 445	70 568	54 267	32 791	22 347	13 182	8 172	4 832	2 782	1 839	1 058	649	655	521 268
1979	24 885	82 717	79 233	62 436	77 357	74 418	57 792	35 329	23 853	14 054	8 761	5 208	3 028	1 985	1 149	683	707	553 595
1980	26 144	86 899	84 485	67 270	81 476	78 478	61 545	38 064	25 460	14 984	9 392	5 613	3 297	2 143	1 247	719	763	587 979
1981	27 466	91 293	90 084	72 478	85 816	82 759	65 543	41 010	27 176	15 976	10 068	6 049	3 589	2 314	1 354	757	824	624 556
1982	28 854	95 910	96 055	78 089	90 386	87 274	69 800	44 185	29 007	17 033	10 794	6 519	3 907	2 498	1 471	797	889	663 468
1983	30 313	100 759	102 422	84 134	95 199	92 036	74 334	47 605	30 962	18 160	11 571	7 026	4 253	2 697	1 597	839	960	704 867
1984	31 846	105 854	109 210	90 647	100 269	97 057	79 162	51 290	33 048	19 362	12 404	7 573	4 629	2 912	1 734	883	1 036	748 916
1985	33 456	111 206	116 449	97 664	105 609	102 352	84 304	55 260	35 275	20 644	13 297	8 161	5 040	3 144	1 882	929	1 118	795 790
1986	35 148	116 829	124 167	105 225	111 233	107 936	89 779	59 538	37 652	22 010	14 255	8 796	5 486	3 394	2 044	979	1 207	845 678
1987	36 925	122 737	132 397	113 371	117 157	113 824	95 611	64 146	40 190	23 466	15 282	9 480	5 972	3 664	2 219	1 030	1 303	898 774
1988	38 792	128 943	141 172	122 148	123 396	120 034	101 821	69 112	42 898	25 019	16 382	10 217	6 501	3 956	2 409	1 084	1 407	955 291
1989	40 754	135 462	150 529	131 604	129 968	126 583	108 434	74 461	45 789	26 675	17 562	11 011	7 077	4 271	2 616	1 142	1 518	1 015 456
1990	42 814	142 312	160 506	141 792	136 890	133 489	115 477	80 225	48 874	28 440	18 827	11 868	7 704	4 611	2 840	1 202	1 639	1 079 510
1991	44 979	149 508	171 144	152 769	144 180	140 772	122 978	86 435	52 168	30 323	20 183	12 790	8 386	4 978	3 084	1 265	1 769	1 147 711
1992	47 254	157 067	182 487	164 596	151 858	148 452	130 966	93 126	55 684	32 329	21 636	13 785	9 129	5 375	3 348	1 332	1 910	1 220 334

**Tableau A-6. Table de mortalité calculée à partir des données de l'EPR, 1978
(calculée d'après les données extrapolées)**

a) Sexe masculin

Âges (x)	Décès	Popu- lation	${}_a m_x$	${}_a q_x$	S_x	$d(x, x+a)$	${}_a L_x$	T_x	e_x	${}_a A_x$
0	1 064	17 087	0,06227	0,05966	100 000	5 966	95 806	6 016 378	60,164	0,297
1	542	62 246	0,00871	0,03405	94 034	3 202	367 766	5 920 573	62,962	1,386
5	82	49 848	0,00165	0,00819	90 832	744	452 300	5 552 807	61,133	2,500
10	18	36 785	0,00049	0,00244	90 088	220	449 890	5 100 507	56,617	2,500
15	92	44 932	0,00205	0,01019	89 868	916	447 191	4 650 617	51,749	2,654
20	60	51 625	0,00116	0,00579	88 952	515	443 521	4 203 425	47,255	2,595
25	118	42 500	0,00278	0,01379	88 437	1 219	439 206	3 759 904	42,515	2,556
30	82	25 842	0,00317	0,01574	87 218	1 373	432 765	3 320 698	38,074	2,578
35	57	18 554	0,00307	0,01525	85 845	1 309	426 083	2 887 934	33,641	2,600
40	87	12 991	0,00670	0,03296	84 536	2 786	416 027	2 461 850	29,122	2,612
45	96	10 156	0,00945	0,04603	81 750	3 763	398 093	2 045 823	25,025	2,168
50	55	5 908	0,00931	0,04554	77 987	3 551	381 469	1 647 730	21,128	2,616
55	27	3 007	0,00898	0,04395	74 436	3 272	364 357	1 266 261	17,011	2,609
60	30	2 094	0,01433	0,06925	71 164	4 928	343 963	901 904	12,674	2,594
65	111	880	0,12614	0,48221	66 236	31 940	253 214	557 941	8,424	2,559
70	61	716	0,08520	0,35123	34 296	12 046	141 389	304 726	8,885	2,502
75	196	496	0,39516	1,00000	22 250	22 250	163 337	163 337	7,341	7,341
Total	2 778	385 667	0,00720							

b) Sexe féminin

Âges (x)	Décès	Popu- lation	${}_a m_x$	${}_a q_x$	S_x	$d(x, x+a)$	${}_a L_x$	T_x	e_x	${}_a A_x$
0	889	18 252	0,04871	0,04697	100 000	4 697	96 435	6 300 661	63,007	0,241
1	774	62 585	0,01237	0,04794	95 303	4 569	369 424	6 204 227	65,100	1,420
5	77	54 556	0,00141	0,00703	90 734	638	452 075	5 834 803	64,307	2,500
10	87	54 919	0,00158	0,00789	90 096	711	448 703	5 382 728	59,744	2,500
15	56	60 855	0,00092	0,00459	89 385	410	445 959	4 934 025	55,200	2,645
20	160	55 646	0,00288	0,01428	88 975	1 270	441 830	4 488 066	50,442	2,602
25	109	33 834	0,00322	0,01598	87 705	1 402	435 129	4 046 236	46,135	2,578
30	93	21 027	0,00442	0,02188	86 303	1 888	426 948	3 611 107	41,842	2,581
35	54	14 890	0,00363	0,01798	84 415	1 517	418 414	3 184 159	37,720	2,587
40	54	9 498	0,00569	0,02804	82 898	2 325	408 915	2 765 744	33,363	2,602
45	27	6 031	0,00448	0,02215	80 573	1 785	398 620	2 356 830	29,251	2,622
50	40	4 308	0,00929	0,04543	78 788	3 579	385 479	1 958 209	24,854	2,636
55	47	2 733	0,01720	0,08263	75 209	6 215	361 371	1 572 730	20,911	2,639
60	60	2 341	0,02563	0,12082	68 994	8 336	325 239	1 211 359	17,557	2,633
65	30	974	0,03080	0,14346	60 658	8 702	282 518	886 120	14,608	2,613
70	27	789	0,03422	0,15796	51 956	8 207	239 829	603 602	11,618	2,569
75	60	973	0,06166	1,00000	43 749	43 749	363 773	363 773	8,315	8,315
Total	2 644	404 211	0,00654							

Tableau A-7a. Estimations indirectes de la mortalité des enfants d'après l'EPR

Âge de la mère	EPR				Tables-type des Nations Unies (Équations de Palloni-Heligman)					Tables-type de Coale et Demeny (Équations de Trussell)			
	Nombre moyen d'enfants nés vivants	Nombre moyen d'enfants survivants	Proportion d'enfants décédés	Âge de l'enfant x	Amér. latine	Chili	Asie du sud	Extrême Orient	Général	Ouest	Nord	Est	Sud
	15-19	0,504	0,45	0,107	1	0,093	0,105	0,093	0,098	0,096	0,083	0,078	0,089
20-24	1,712	1,509	0,119	2	0,115	0,121	0,116	0,116	0,115	0,113	0,105	0,115	0,111
25-29	3,065	2,641	0,138	3	0,138	0,141	0,140	0,137	0,137	0,134	0,126	0,136	0,136
30-34	4,492	3,818	0,15	5	0,157	0,156	0,159	0,154	0,155	0,150	0,147	0,151	0,153
35-39	5,195	4,425	0,148	10	0,161	0,156	0,161	0,157	0,160	0,152	0,156	0,153	0,155
40-44	5,598	4,572	0,183	15	0,192	0,191	0,195	0,193	0,192	0,187	0,191	0,186	0,188
45-49	5,861	4,476	0,236	20	0,249	0,247	0,246	0,253	0,250	0,239	0,241	0,238	0,239

Tableau A-7b. Estimations dérivées des tables-type de mortalité

Âge de la mère	Tables-type des Nations Unies						Tables de Coale et Demeny				
	Date	Amér. latine	Chili	Asie du sud	Extrém. Orient	Général	Date	Ouest	Nord	Est	Sud
Mortalité infantile (0-1 ans)											
15-19	NOV 1976	0,093	0,105	0,093	0,098	0,096	JUN 1976	0,083	0,078	0,089	0,073
20-24	MAR 1975	0,091	0,108	0,093	0,095	0,094	DEC 1974	0,094	0,083	0,101	0,091
25-29	MAY 1973	0,098	0,119	0,100	0,102	0,101	JAN 1973	0,102	0,089	0,111	0,101
30-34	JUL 1971	0,100	0,124	0,104	0,103	0,103	DEC 1970	0,104	0,090	0,115	0,103
35-39	JUL 1969	0,095	0,118	0,099	0,097	0,098	SEP 1968	0,097	0,084	0,109	0,100
40-44	MAR 1967	0,105	0,136	0,113	0,108	0,109	APR 1966	0,111	0,094	0,126	0,112
45-49	OCT 1963	0,124	0,160	0,133	0,123	0,128	JUL 1963	0,129	0,108	0,150	0,127
Mortalité juvénile (1-5 ans)											
15-19	NOV 1976	0,057	0,027	0,050	0,052	0,052	JUN 1976	0,038	0,051	0,027	0,025
20-24	MAR 1975	0,054	0,028	0,050	0,049	0,050	DEC 1974	0,045	0,056	0,033	0,042
25-29	MAY 1973	0,061	0,034	0,058	0,055	0,056	JAN 1973	0,050	0,061	0,039	0,052
30-34	JUL 1971	0,064	0,036	0,061	0,056	0,058	DEC 1970	0,052	0,062	0,040	0,055
35-39	JUL 1969	0,058	0,033	0,057	0,051	0,053	SEP 1968	0,047	0,056	0,037	0,051
40-44	MAR 1967	0,069	0,043	0,071	0,061	0,063	APR 1966	0,057	0,066	0,047	0,065
45-49	OCT 1963	0,090	0,057	0,093	0,075	0,082	JUL 1963	0,071	0,080	0,061	0,086
Mortalité 0-5 ans											
15-19	NOV 1976	0,145	0,129	0,138	0,145	0,143	JUN 1976	0,118	0,125	0,114	0,096
20-24	MAR 1975	0,140	0,133	0,138	0,139	0,139	DEC 1974	0,135	0,134	0,131	0,129
25-29	MAY 1973	0,153	0,149	0,152	0,151	0,151	JAN 1973	0,147	0,145	0,146	0,148
30-34	JUL 1971	0,158	0,156	0,159	0,153	0,155	DEC 1970	0,151	0,146	0,150	0,152
35-39	JUL 1969	0,147	0,147	0,150	0,143	0,146	SEP 1968	0,139	0,135	0,142	0,146
40-44	MAR 1967	0,167	0,173	0,176	0,162	0,165	APR 1966	0,162	0,154	0,167	0,170
45-49	OCT 1963	0,203	0,208	0,214	0,189	0,200	JUL 1963	0,191	0,179	0,202	0,202
Espérance de vie à la naissance											
15-19	NOV 1976	56,0	57,1	59,7	47,8	53,8	JUN 1976	57,4	56,9	59,6	65,1
20-24	MAR 1975	56,8	56,6	59,7	48,7	54,4	DEC 1974	55,2	55,6	57,6	60,4
25-29	MAY 1973	55,1	54,4	58,0	47,1	52,8	JAN 1973	53,7	54,3	56,0	58,0
30-34	JUL 1971	54,5	53,5	57,2	46,7	52,3	DEC 1970	53,2	53,9	55,4	57,3
35-39	JUL 1969	55,8	54,6	58,2	48,3	53,6	SEP 1968	54,5	55,5	56,3	58,2
40-44	MAR 1967	53,2	51,1	55,1	45,5	50,9	APR 1966	51,9	53,1	53,6	55,2
45-49	OCT 1963	48,7	46,6	50,9	42,0	46,6	JUL 1963	48,5	49,8	50,0	51,2

Tableau A-8. Effectifs annuels de naissances enregistrées par centre d'état civil, Abidjan 1965-1992

Année	Centre d'état civil										
	Plateau	Abobo	Adjamé	Attie-coubé	Cocody	Koumas-sy	Marcory	Port-Bouët	Treichville	Yopougon	Total
1965	2 810		7 000		2 036			1 451	7 477		20 774
1966	2 737		6 956		2 506			1 433	7 903		21 535
1967	3 142		7 978		3 316			2 116	8 553		25 105
1968	3 559		9 085		3 986			2 697	10 163		29 490
1969	3 578		7 871		4 782			2 623	9 113		27 967
1970	4 303		10 296		5 266			3 898	10 422		34 185
1971	4 303		11 289		6 262			5 000	10 431		37 285
1972	4 252		13 551		5 844			6 357	10 363		40 367
1973	2 906		12 235		3 987			6 476	10 963		36 567
1974	2 764		13 810		3 877			6 444	12 879		39 774
1975	2 756		15 200		4 286			6 592	13 312		42 146
1976	1 433		16 720		4 564			6 368	14 446		43 531
1977	815		18 170		5 052			6 800	16 226		47 063
1978	344		19 241		5 067	5 730		4 867	13 179		48 428
1979	182		16 849		5 431	9 999		4 185	12 398	5 687	54 731
1980	60		16 379		5 671	10 355		4 767	12 769	8 810	58 811
1981	49	12 132	15 071	2 002	6 469	10 107	5 067	5 056	4 566	10 108	70 627
1982	34	12 972	13 557	2 162	5 733	9 701	4 954	5 160	8 100	10 852	73 225
1983	36	13 735	14 222	2 423	6 131	10 000	4 935	5 471	8 145	11 624	76 722
1984	33	13 888	13 550	2 182	5 943	8 809	4 863	5 166	7 489	11 253	73 176
1985	21	14 600	13 641	2 221	6 000	9 700	4 500	5 184	7 754	11 520	75 141
1986	22	16 886	15 472	2 581	6 764	10 000	4 700	5 623	8 019	13 717	83 784
1987	26	15 993	14 386	2 255	6 576	10 100	4 423	5 095	7 576	12 491	78 921
1988	48	15 617	14 284	2 318	6 136	8 616	4 233	4 974	7 034	12 178	75 438
1989	145	16 700	16 168	2 322	5 689	9 495	4 500	5 165	7 032	13 133	80 349
1990	202	15 952	15 220	3 201	4 788	9 049	4 389	4 764	6 877	12 097	76 539
1991	208	15 800	14 099	3 819	11 779	9 000	4 750	4 531	6 300	13 185	83 471
1992	219	15 292	11 861	4 320	2 803	8 047	4 707	4 500	6 000	13 256	71 005

Tableau A-9. Évolution annuelle du taux brut de natalité (TBN) et taux de fécondité générale (TFG), Abidjan, 1973-1992

Année	Naissances (1)	Population (2)	Population féminine de 15-49 ans (3)	TBN p. 1 000 (1/2)	TFG p. 1 000 (1/3)
1973	36 567	859 972	203 777	42,5	179,4
1974	39 774	908 649	216 537	43,8	183,7
1975	42 146	960 268	230 112	43,9	183,2
1976	43 531	1 015 014	244 551	42,9	178,0
1977	47 063	1 073 096	259 915	43,9	181,1
1978	48 428	1 134 726	276 264	42,7	175,3
1979	54 731	1 200 119	293 658	45,6	186,4
1980	58 811	1 269 530	312 168	46,3	188,4
1981	70 627	1 343 218	331 868	52,6	212,8
1982	73 225	1 421 449	352 833	51,5	207,5
1983	76 722	1 504 527	375 149	51,0	204,5
1984	73 176	1 592 766	398 904	45,9	183,4
1985	75 141	1 686 496	424 191	44,6	177,1
1986	83 784	1 786 076	451 111	46,9	185,7
1987	78 921	1 891 896	479 773	41,7	164,5
1988	75 438	2 004 355	510 291	37,6	147,8
1989	80 349	2 123 893	542 787	37,8	148,0
1990	76 539	2 250 977	577 393	34,0	132,6
1991	83 471	2 386 106	614 248	35,0	135,9
1992	71 005	2 529 804	653 499	28,1	108,7

Tableau A-10. Effectifs annuels de décès enregistrés par centre d'état civil, Abidjan, 1973-1992

Année	Centre d'état civil										Total
	Plateau	Abobo	Adjamé	Attie-coubé	Cocody	Koumassy	Marcory	Port-Bouët	Treichville	Yopougon	
1973	648		818		1 469	251		505	3 837		7 528
1974	404		514		1 146	184		262	2 929		5 439
1975	361		406		1 300	147		138	2 686		5 038
1976	347		434		1 432	86		243	2 872		5 414
1977	164		626		2 145	73		339	3 522		6 869
1978	53		628		2 100	66		100	3 611		6 558
1979	56		560		2 490	281		128	3 441		6 956
1980	50		509		2 371			109	3 586		6 625
1981	42	19	394	21	2 451		37	242	3 658	72	6 936
1982	29	78	316	71	2 209		44	286	3 832	128	6 993
1983	12	92	395	71	2 365		58	614	4 194	144	7 945
1984	1	64	375	62	2 231		57	725	4 062	133	7 710
1985	2	68	322	92	2 351	124	44	362	3 908	130	7 403
1986	1	265	285	82	2 447	168	51	403	4 232	109	8 043
1987	73	533	280	100	2 900	158	58	422	4 362	82	8 968
1988	17	579		102	2 925	142	62	446	4 647	156	9 076
1989	32	755	290	119	3 100	157	61	497	5 691	219	10 921
1990	17	956	273	176	2 519	156	89	477	5 715	353	10 731
1991	19	1 007	296	255	2 290	135	83	387	6 133	862	11 467
1992	18	1 173	199	318	1 977	146	95	394	6 104	1 337	11 761

Tableau A-11. Analyse de la complétude de l'enregistrement des décès d'après la méthode de Preston-Coale, Abidjan, recensement de 1975

a) Sexe masculin

Âge (x)	Population observée $x, x+5$ ${}_5N_x$ (1)	Décès observés $x, x+5$ $d(x, x+5)$ (2)	Taille des cohortes atteignant $x, x+5$ N_x^A (3)	Population attendue d'âge $x, x+5$ ${}_5N_x^A$ (4)	Estimation de la complétude des décès d'âge x et plus C_x (4/1)	Âges cumulés		Estimation de la complétude cumulée des décès C_{x-75} (6/5)
						de la population observée N_{x-75} (5)	de la population attendue N'_{x-75} (6)	
0	92 032	4 990	123 902	514 265	5,588	526 728	1 530 745	2,906
5	55 640	247	81 804	341 615	6,140	434 696	1 016 480	2,338
10	36 121	192	54 842	229 003	6,340	379 056	674 865	1,780
15	53 317	280	36 759	153 390	2,877	342 935	445 863	1,300
20	81 616	487	24 597	102 435	1,255	289 618	292 473	1,010
25	70 858	559	16 377	68 043	0,960	208 002	190 038	0,914
30	46 361	503	10 840	44 948	0,970	137 144	121 995	0,890
35	35 953	601	7 139	29 418	0,818	90 783	77 048	0,849
40	23 312	561	4 628	18 953	0,813	54 830	47 630	0,869
45	14 928	452	2 953	12 030	0,806	31 518	28 678	0,910
50	7 921	428	1 859	7 475	0,944	16 590	16 648	1,003
55	4 356	330	1 131	4 500	1,033	8 669	9 173	1,058
60	2 466	287	669	2 600	1,054	4 313	4 673	1,083
65	1 188	234	371	1 390	1,170	1 847	2 073	1,122
70	659	132	185	683	1,036	659	683	1,036
75	635	144	88					
Total	527 363	10 427		Médiane	0,9695		Médiane	1,0035

b) Sexe féminin (A-11, suite)

Âge (x)	Population observée $x, x+5$	Décès observés $x, x+5$	Taille des cohortes atteignant $x, x+5$	Population attendue d'âge $x, x+5$	Estimation de la com- plétude des décès d'âge x et plus	Âges cumulés		Estimation de la com- plétude cumulée des décès
						de la populatio nobservée	de la population attendue	
	${}_5N_x$	$d(x, x+5)$	N_x^A	${}_5N_x^A$	C_x	N_{x-75}	N'_{x-75}	C_{x-75}
	(1)	(2)	(3)	(4)	(4/1)	(5)	(6)	(6/5)
0	88 910	3 321	82 162	335 085	3,769	436 924	921 460	2,109
5	61 535	205	51 872	212 815	3,458	348 014	586 375	1,685
10	46 432	141	33 254	136 425	2,938	286 479	373 560	1,304
15	63 239	247	21 316	87 345	1,381	240 047	237 135	0,988
20	60 524	282	13 622	55 735	0,921	176 808	149 790	0,847
25	45 117	230	8 672	35 448	0,786	116 284	94 055	0,809
30	26 275	199	5 507	22 475	0,855	71 167	58 608	0,824
35	18 444	182	3 483	14 178	0,769	44 892	36 133	0,805
40	10 919	154	2 188	8 880	0,813	26 448	21 955	0,830
45	6 653	149	1 364	5 500	0,827	15 529	13 075	0,842
50	3 868	107	836	3 360	0,869	8 876	7 575	0,853
55	2 157	94	508	2 023	0,938	5 008	4 215	0,842
60	1 464	84	301	1 180	0,806	2 851	2 193	0,769
65	827	58	171	663	0,801	1 387	1 013	0,730
70	560	53	94	350	0,625	560	350	0,625
75	522	71	46					
Total	437 446	5 577		Médiane	0,813		Médiane	0,824

Tableau A-12. Complétude de l'enregistrement des décès, Abidjan, recensement de 1988 (méthode de Preston-Coale)

a) Sexe masculin

Âge (x)	Population observée x,x+5 ${}_5N_x$ (1)	Décès observés x,x+5 $d(x,x+5)$ (2)	Taille des cohortes atteignant l'âge x N_x^A (3)	Population attendue d'âge x, x+5 ${}_5N_x^A$ (4)	Estimation de la complétude des décès d'âge x et plus C_x (4/1)	Âges cumulés		Estimation de la complétude cumulée des décès C_{x-75} (6/5)
						de la population observée N_{x-75} (5)	de la population attendue N'_{x-75} (6)	
0	169 116	2 415	291 682	1 226 130	7,250	973 883	3 817 725	3,920
5	129 156	493	198 770	836 753	6,479	804 767	2 591 595	3,220
10	89 679	293	135 931	572 268	6,381	675 611	1 754 843	2,597
15	84 937	396	92 976	391 225	4,606	585 932	1 182 575	2,018
20	112 338	638	63 514	266 875	2,376	500 995	791 350	1,580
25	110 299	964	43 236	181 123	1,642	388 657	524 475	1,349
30	92 193	1 058	29 213	121 958	1,323	278 358	343 353	1,233
35	71 523	1 068	19 570	81 328	1,137	186 165	221 395	1,189
40	42 983	935	12 961	53 628	1,248	114 642	140 068	1,222
45	30 600	807	8 490	34 928	1,141	71 659	86 440	1,206
50	19 490	771	5 481	22 290	1,144	41 059	51 513	1,255
55	11 491	623	3 435	13 825	1,203	21 569	29 223	1,355
60	5 827	539	2 095	8 268	1,419	10 078	15 398	1,528
65	2 997	409	1 212	4 683	1,562	4 251	7 130	1,677
70	1 254	325	661	2 448	1,952	1 254	2 448	1,952
75	1 194	359	318					
Total	975 077	12 093		Médiane	1,3228		Médiane	1,3495

b) Sexe féminin (A-12, suite)

Âge (x)	Population observée x,x+5 ${}_5N_x$ (1)	Décès observés x,x+5 $d(x,x+5)$ (2)	Taille des cohortes atteignant l'âge x N_x^A (3)	Population attendue d'âge x, x+5 ${}_5N_x^A$ (4)	Estimation de la complétude des décès d'âge x et plus C_x (4/1)	Âges cumulés		Estimation de la complétude cumulée des décès C_{x-75} (6/5)
						de la population observée N_{x-75} (5)	de la population attendue N'_{x-75} (6)	
0	162 346	1 453	189 624	781 745	4,815	920 062	2 223 125	2,416
5	136 038	219	123 074	508 118	3,735	757 716	1 441 380	1,902
10	117 342	178	80 173	330 963	2,820	621 678	933 263	1,501
15	119 345	315	52 212	215 335	1,804	504 336	602 300	1,194
20	116 050	368	33 922	139 738	1,204	384 991	386 965	1,005
25	98 154	378	21 973	90 375	0,921	268 941	247 228	0,919
30	66 393	298	14 177	58 255	0,877	170 787	156 853	0,918
35	41 325	282	9 125	37 405	0,905	104 394	98 598	0,944
40	24 110	204	5 837	23 903	0,991	63 069	61 193	0,970
45	15 762	165	3 724	15 215	0,965	38 959	37 290	0,957
50	9 815	171	2 362	9 583	0,976	23 197	22 075	0,952
55	6 226	160	1 471	5 915	0,950	13 382	12 493	0,934
60	3 798	175	895	3 520	0,927	7 156	6 578	0,919
65	2 309	127	513	1 990	0,862	3 358	3 058	0,911
70	1 049	101	283	1 068	1,018	1 049	1 068	1,018
75	1 351	151	144					
Total	921 413	4745		Médiane	0,950		Médiane	0,944

Tableau A-13. Effectifs annuels de décès par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																	Total
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus	
1973	1 133	1 071	128	65	91	189	186	197	209	177	159	138	108	109	50	46	25	4 081
1974	930	845	91	57	103	164	167	165	177	186	141	147	83	89	62	32	40	3 479
1975	919	557	73	58	83	149	202	170	211	178	151	146	100	90	85	45	51	3 268
1976	1 037	702	83	77	94	174	190	168	213	197	160	135	147	108	87	55	53	3 680
1977	1 077	641	96	67	110	240	237	214	194	202	228	165	153	86	108	58	65	3 941
1978	885	627	113	72	107	212	249	207	218	225	209	190	144	113	97	64	72	3 804
1979	967	536	140	83	130	219	276	255	253	246	216	168	159	129	110	55	85	4 027
1980	685	663	133	105	138	205	245	273	262	267	224	220	162	162	98	70	77	3 989
1981	762	682	114	69	138	221	325	288	316	265	228	220	174	161	111	88	91	4 253
1982	695	677	116	97	136	236	290	293	290	232	242	229	179	159	126	89	97	4 183
1983	726	860	138	123	157	245	319	299	345	323	283	258	202	180	142	121	110	4 831
1984	710	666	142	87	135	249	276	369	369	266	235	238	207	184	137	88	112	4 470
1985	580	642	160	103	152	243	294	295	447	290	261	235	237	179	176	85	119	4 498
1986	607	528	198	127	163	252	355	409	453	389	366	318	276	227	187	122	151	5 128
1987	631	596	191	142	183	264	419	458	471	445	400	348	298	232	196	149	175	5 598
1988	565	623	302	151	213	374	545	600	597	490	407	423	325	307	213	176	184	6 495
1989	478	729	283	189	222	381	584	662	721	620	481	475	388	286	241	160	219	7 119
1990	437	546	225	196	209	419	711	814	848	680	473	476	398	372	242	221	222	7 489
1991	360	583	320	183	254	416	820	938	1 077	730	545	502	419	388	223	196	275	8 229
1992	299	424	278	208	276	476	767	1 080	1 071	858	551	517	479	397	251	231	272	8 435

b) Sexe féminin (A-13, suite)

Année	Groupes d'âges																Total	
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74		75 et plus
1973	829	879	98	44	76	104	87	49	59	50	42	35	26	24	17	14	14	2 447
1974	605	647	74	47	73	102	79	73	55	48	40	30	21	29	10	13	19	1 965
1975	588	437	70	47	84	84	67	60	66	52	49	35	41	23	23	20	28	1 774
1976	567	477	61	47	90	96	84	66	61	54	60	42	32	32	25	20	24	1 838
1977	710	474	75	58	109	109	109	64	58	63	41	33	38	24	27	18	33	2 043
1978	590	533	74	73	109	134	91	68	66	54	47	50	46	39	20	30	31	2 055
1979	614	382	79	58	118	151	118	78	75	53	52	44	48	39	36	30	31	2 006
1980	445	522	93	67	126	124	88	98	69	70	42	47	39	43	24	24	33	1 954
1981	378	507	70	44	131	142	127	105	76	71	52	59	48	62	27	27	33	1 959
1982	345	531	74	83	152	176	159	86	95	92	71	58	55	70	47	31	52	2 177
1983	396	735	81	69	153	170	145	133	105	99	52	61	53	59	54	42	55	2 462
1984	569	558	112	73	154	174	179	156	121	81	82	71	61	63	59	40	39	2 592
1985	264	521	126	66	117	140	159	130	142	86	64	67	49	58	61	30	67	2 147
1986	306	385	99	63	116	147	181	116	165	94	88	92	77	54	45	41	57	2 126
1987	432	469	102	92	171	213	189	148	150	110	97	84	91	87	65	56	89	2 645
1988	242	310	117	86	144	155	189	150	132	94	68	87	69	88	62	45	62	2 100
1989	354	581	198	103	233	281	255	212	178	127	101	123	116	98	87	77	98	3 222
1990	307	446	157	113	214	279	277	229	182	166	124	119	109	107	72	66	98	3 065
1991	217	357	146	113	204	338	285	251	230	165	127	119	121	132	71	84	109	3 069
1992	204	264	137	139	242	354	359	304	257	167	122	134	134	122	74	77	114	3 204

Tableau A-14. Évolution annuelle des taux (p. 1 000) de mortalité (m_x) par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	59,0	16,8	2,6	2,1	1,9	2,5	2,8	4,8	6,5	8,4	12,0	20,2	29,0	50,8	48,8	77,8	43,8
1974	46,1	12,6	1,8	1,7	2,0	2,1	2,5	3,8	5,2	8,4	10,0	20,0	20,6	38,7	56,3	51,4	66,6
1975	43,4	7,9	1,3	1,6	1,6	1,8	2,9	3,7	5,9	7,7	10,2	18,5	23,0	36,6	71,6	68,6	80,6
1976	46,6	9,5	1,4	2,0	1,7	2,1	2,6	3,4	5,6	8,1	10,1	15,9	31,2	40,9	68,0	79,6	79,6
1977	46,0	8,2	1,5	1,6	1,9	2,8	3,1	4,1	4,8	7,9	13,6	18,0	30,1	30,4	78,4	79,7	92,7
1978	36,0	7,7	1,7	1,6	1,8	2,4	3,2	3,8	5,1	8,4	11,8	19,3	26,2	37,3	65,4	83,4	97,6
1979	37,4	6,2	1,9	1,7	2,1	2,4	3,4	4,4	5,7	8,7	11,5	15,9	26,8	39,7	68,9	68,0	109,4
1980	25,2	7,4	1,7	2,0	2,2	2,2	2,9	4,5	5,5	9,0	11,3	19,4	25,2	46,6	57,0	82,2	94,1
1981	26,7	7,2	1,4	1,2	2,1	2,3	3,7	4,5	6,3	8,5	10,8	18,0	25,1	43,2	59,9	98,0	105,7
1982	23,2	6,8	1,3	1,6	2,0	2,4	3,2	4,3	5,5	7,1	10,8	17,5	23,9	39,8	63,2	94,1	107,1
1983	23,0	8,2	1,4	1,9	2,2	2,4	3,4	4,1	6,2	9,3	12,0	18,3	24,9	42,1	66,1	121,4	115,3
1984	21,4	6,1	1,4	1,3	1,8	2,4	2,8	4,8	6,2	7,3	9,4	15,7	23,6	40,1	59,2	83,8	111,6
1985	16,7	5,6	1,5	1,4	2,0	2,3	2,9	3,7	7,1	7,6	9,8	14,4	25,0	36,4	70,6	76,8	112,6
1986	16,6	4,3	1,7	1,6	2,0	2,3	3,4	4,8	6,9	9,7	13,0	18,2	27,0	43,1	69,7	104,6	135,8
1987	16,4	4,7	1,5	1,6	2,2	2,4	3,8	5,1	6,7	10,6	13,4	18,5	26,9	41,1	67,8	121,2	149,4
1988	14,0	4,6	2,3	1,6	2,4	3,2	4,8	6,3	8,1	11,1	12,9	20,9	27,2	50,8	68,4	135,9	149,2
1989	11,3	5,2	2,0	1,9	2,4	3,2	5,0	6,6	9,2	13,3	14,3	21,8	30,0	44,2	71,9	117,2	168,7
1990	9,8	3,7	1,5	1,8	2,2	3,4	5,8	7,6	10,3	13,9	13,3	20,4	28,5	53,6	67,0	153,7	162,5
1991	7,7	3,7	2,0	1,6	2,6	3,3	6,5	8,3	12,3	14,2	14,5	20,0	27,8	52,2	57,4	129,4	191,2
1992	6,1	2,6	1,6	1,7	2,7	3,7	5,8	9,1	11,6	15,9	13,8	19,1	29,4	49,8	59,9	144,7	179,7

b) Sexe féminin (A-14, suite)

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	44,8	14,3	1,8	1,1	1,3	1,9	2,2	2,2	3,7	5,2	7,3	10,5	14,3	19,1	24,3	27,9	31,3
1974	31,1	10,0	1,3	1,1	1,2	1,8	1,9	3,0	3,2	4,7	6,5	8,4	10,6	21,4	13,1	24,6	39,3
1975	28,8	6,4	1,1	1,0	1,3	1,4	1,5	2,3	3,6	4,8	7,4	9,1	19,0	15,7	27,8	36,0	53,7
1976	26,4	6,7	0,9	0,9	1,4	1,5	1,8	2,3	3,1	4,7	8,4	10,1	13,6	20,3	27,8	34,2	42,7
1977	31,5	6,3	1,1	1,1	1,6	1,6	2,1	2,1	2,8	5,1	5,4	7,4	14,9	14,1	27,7	29,2	54,4
1978	24,9	6,8	1,0	1,3	1,5	1,9	1,7	2,1	3,0	4,1	5,8	10,3	16,5	21,2	18,9	46,2	47,3
1979	24,7	4,6	1,0	0,9	1,5	2,0	2,0	2,2	3,1	3,8	5,9	8,4	15,9	19,6	31,3	43,9	43,8
1980	17,0	6,0	1,1	1,0	1,5	1,6	1,4	2,6	2,7	4,7	4,5	8,4	11,8	20,1	19,2	33,4	43,3
1981	13,8	5,6	0,8	0,6	1,5	1,7	1,9	2,6	2,8	4,4	5,2	9,8	13,4	26,8	19,9	35,7	40,0
1982	12,0	5,5	0,8	1,1	1,7	2,0	2,3	1,9	3,3	5,4	6,6	8,9	14,1	28,0	32,0	38,9	58,5
1983	13,1	7,3	0,8	0,8	1,6	1,8	2,0	2,8	3,4	5,5	4,5	8,7	12,5	21,9	33,8	50,1	57,3
1984	17,9	5,3	1,0	0,8	1,5	1,8	2,3	3,0	3,7	4,2	6,6	9,4	13,2	21,6	34,0	45,3	37,6
1985	7,9	4,7	1,1	0,7	1,1	1,4	1,9	2,4	4,0	4,2	4,8	8,2	9,7	18,4	32,4	32,3	59,9
1986	8,7	3,3	0,8	0,6	1,0	1,4	2,0	1,9	4,4	4,3	6,2	10,5	4,0	15,9	22,0	41,9	47,2
1987	11,7	3,8	0,8	0,8	1,5	1,9	2,0	2,3	3,7	4,7	6,3	8,9	15,2	23,7	29,3	54,4	68,3
1988	6,2	2,4	0,8	0,7	1,2	1,3	1,9	2,2	3,1	3,8	4,2	8,5	10,6	22,2	25,7	41,5	44,1
1989	8,7	4,3	1,3	0,8	1,8	2,2	2,4	2,8	3,9	4,8	5,8	11,2	16,4	22,9	33,3	67,4	64,6
1990	7,2	3,1	1,0	0,8	1,6	2,1	2,4	2,9	3,7	5,8	6,6	10,0	14,1	23,2	25,4	54,9	59,8
1991	4,8	2,4	0,9	0,7	1,4	2,4	2,3	2,9	4,4	5,4	6,3	9,3	14,4	26,5	23,0	66,4	61,6
1992	4,3	1,7	0,8	0,8	1,6	2,4	2,7	3,3	4,6	5,2	5,6	9,7	14,7	22,7	22,1	57,8	59,7

Tableau A-15. Quotients de mortalité (${}_a q_x$) selon le sexe, l'âge et l'année, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	56,7	64,4	13,1	10,4	9,2	12,3	14,1	23,6	32,1	41,3	58,0	96,1	135,4	226,4	218,1	325,8	1000,0
1974	44,7	48,8	8,7	8,5	10,1	10,4	12,2	18,7	25,8	41,3	48,8	95,3	98,1	177,1	247,3	227,9	1000,0
1975	42,1	31,0	6,6	8,0	7,8	9,2	14,3	18,2	29,0	37,7	49,3	88,4	108,8	168,0	304,8	292,8	1000,0
1976	45,1	37,0	7,0	9,9	8,5	10,4	12,9	17,1	27,8	39,6	49,3	76,5	145,3	186,3	291,7	332,0	1000,0
1977	44,6	32,3	7,5	8,0	9,6	14,0	15,5	20,5	23,9	38,7	65,7	86,5	140,3	141,7	329,1	332,2	1000,0
1978	35,1	30,1	8,3	8,0	9,0	12,0	15,7	18,8	25,4	40,9	57,1	92,4	123,2	171,2	282,0	345,2	1000,0
1979	36,5	24,6	9,6	8,6	10,5	12,1	16,8	21,9	27,9	42,6	55,7	76,6	125,7	181,4	294,8	290,6	1000,0
1980	24,8	28,9	8,5	10,1	10,7	11,0	14,4	22,1	27,3	43,9	54,6	92,6	119,0	209,4	250,1	340,8	1000,0
1981	26,2	28,3	6,8	6,2	10,3	11,5	18,4	22,1	31,1	41,5	52,5	86,4	118,3	195,7	261,4	393,6	1000,0
1982	22,8	26,7	6,5	8,0	9,8	12,0	15,8	21,3	27,1	34,7	52,6	83,8	112,9	181,6	273,6	380,9	1000,0
1983	22,7	32,2	7,2	9,5	10,8	12,1	16,8	20,5	30,4	45,7	57,8	87,6	117,6	191,0	284,5	465,7	1000,0
1984	21,1	23,9	6,9	6,2	9,0	12,0	14,0	23,9	30,7	36,0	45,6	75,7	111,8	183,0	258,6	346,5	1000,0
1985	16,5	21,9	7,3	6,9	9,7	11,4	14,4	18,1	35,1	37,3	47,8	69,7	118,1	167,5	301,2	322,1	1000,0
1986	16,4	17,2	8,4	7,9	10,0	11,5	16,7	23,7	33,7	47,4	62,7	87,0	126,7	195,3	297,7	414,8	1000,0
1987	16,2	18,5	7,6	8,2	10,8	11,7	19,0	25,1	33,2	51,5	64,5	88,5	126,6	187,1	290,9	465,3	1000,0
1988	13,9	18,4	11,2	8,1	12,1	16,1	23,8	31,0	39,6	53,8	62,1	99,5	127,7	226,3	293,2	507,3	1000,0
1989	11,2	20,4	9,8	9,4	12,2	16,0	24,5	32,3	45,1	64,5	68,9	103,8	140,1	199,6	305,8	453,3	1000,0
1990	9,7	14,6	7,3	9,1	11,0	17,1	28,7	37,5	50,1	67,2	64,1	97,1	133,5	237,4	288,0	555,3	1000,0
1991	7,6	14,8	9,7	7,9	12,9	16,5	31,9	40,8	59,9	68,6	69,5	95,3	130,2	231,8	251,6	488,9	1000,0
1992	6,1	10,3	7,9	8,3	13,5	18,4	28,8	44,4	56,4	76,4	66,4	91,5	137,3	222,4	261,4	531,5	1000,0

b) Sexe féminin (A-15, suite)

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	43,4	55,1	9,0	5,5	6,7	9,6	10,9	10,8	18,1	25,8	35,6	51,4	69,1	91,5	114,5	130,4	1000,0
1974	30,4	39,0	6,4	5,4	6,1	8,9	9,3	14,9	15,9	23,3	31,7	41,1	51,7	101,8	63,7	116,0	1000,0
1975	28,2	25,3	5,7	5,1	6,7	7,0	7,4	11,4	17,8	23,6	36,2	44,4	90,9	75,8	130,2	165,0	1000,0
1976	25,9	26,3	4,7	4,7	6,8	7,5	8,7	11,6	15,4	23,0	41,2	49,3	66,0	96,7	130,3	157,5	1000,0
1977	30,8	24,9	5,4	5,4	7,8	8,1	10,6	10,5	13,8	25,2	26,5	36,2	71,8	68,2	129,7	136,2	1000,0
1978	24,5	26,6	5,0	6,3	7,4	9,5	8,4	10,3	14,7	20,3	28,3	50,5	79,5	100,9	90,3	207,2	1000,0
1979	24,3	18,3	5,0	4,6	7,6	10,1	10,2	11,0	15,6	18,7	29,2	41,4	76,4	93,8	145,5	197,9	1000,0
1980	16,8	23,7	5,5	5,0	7,7	7,9	7,1	12,8	13,5	23,1	22,1	41,0	57,5	95,7	91,9	154,1	1000,0
1981	13,6	21,9	3,9	3,0	7,6	8,5	9,6	12,7	13,9	22,0	25,5	47,7	64,8	125,9	95,1	163,7	1000,0
1982	11,9	21,8	3,8	5,3	8,4	10,0	11,3	9,7	16,2	26,7	32,3	43,6	68,1	131,3	148,2	177,3	1000,0
1983	12,9	28,6	3,9	4,1	8,0	9,2	9,7	13,9	16,8	26,9	22,2	42,5	60,5	103,9	156,2	222,5	1000,0
1984	17,6	20,8	5,1	4,0	7,7	8,9	11,2	15,1	18,1	20,7	32,4	45,9	63,9	102,8	157,1	203,5	1000,0
1985	7,8	18,5	5,4	3,4	5,5	6,8	9,4	11,7	19,9	20,6	23,7	40,3	47,5	88,3	150,2	149,4	1000,0
1986	8,7	13,1	4,0	3,0	5,2	6,8	10,0	9,7	21,7	21,1	30,3	51,0	67,9	76,6	104,5	189,6	1000,0
1987	11,6	15,1	3,8	4,0	7,3	9,3	9,8	11,5	18,5	23,2	31,2	43,4	73,5	112,3	136,7	239,3	1000,0
1988	6,2	9,6	4,1	3,5	5,8	6,4	9,2	10,8	15,3	18,6	20,5	41,7	51,8	105,6	121,1	188,1	1000,0
1989	8,6	17,0	6,6	3,9	8,9	11,0	11,7	14,1	19,3	23,5	28,3	54,4	78,9	108,7	153,8	288,5	1000,0
1990	7,1	12,4	4,9	4,0	7,8	10,4	11,9	14,2	18,5	28,8	32,3	49,0	68,4	109,9	119,4	241,4	1000,0
1991	4,8	9,5	4,3	3,7	7,1	11,9	11,5	14,4	21,8	26,9	30,9	45,5	69,7	124,6	109,0	284,8	1000,0
1992	4,3	6,7	3,7	4,2	7,9	11,9	13,6	16,2	22,8	25,5	27,8	47,5	70,9	107,6	104,9	252,6	1000,0

Tableau A-16. Évolution annuelle des survivants de la table mortalité (${}_aL_x$) par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	100 000	94 331	88 258	87 101	86 198	85 402	84 355	83 163	81 203	78 595	75 348	70 974	64 151	55 465	42 908	33 548	22 617
1974	100 000	95 533	90 866	90 073	89 311	88 413	87 497	86 426	84 808	82 620	79 207	75 339	68 158	61 470	50 581	38 070	29 392
1975	100 000	95 792	92 821	92 213	91 475	90 761	89 929	88 647	87 030	84 502	81 318	77 306	70 475	62 807	52 255	36 329	25 691
1976	100 000	95 491	91 954	91 314	90 413	89 644	88 710	87 563	86 069	83 681	80 365	76 401	70 559	60 309	49 071	34 758	23 219
1977	100 000	95 542	92 457	91 762	91 029	90 157	88 899	87 518	85 722	83 669	80 433	75 149	68 647	59 018	50 653	33 981	22 691
1978	100 000	96 490	93 585	92 811	92 070	91 245	90 149	88 731	87 064	84 850	81 376	76 729	69 638	61 057	50 606	36 334	23 790
1979	100 000	96 353	93 985	93 086	92 290	91 323	90 220	88 704	86 765	84 346	80 756	76 255	70 413	61 560	50 395	35 537	25 211
1980	100 000	97 521	94 707	93 902	92 958	91 964	90 952	89 643	87 659	85 264	81 519	77 070	69 934	61 615	48 711	36 528	24 078
1981	100 000	97 378	94 627	93 982	93 404	92 442	91 375	89 696	87 715	84 986	81 458	77 183	70 514	62 175	50 010	36 936	22 397
1982	100 000	97 719	95 108	94 492	93 733	92 818	91 705	90 254	88 335	85 945	82 963	78 602	72 016	63 887	52 282	37 977	23 512
1983	100 000	97 732	94 587	93 906	93 017	92 009	90 894	89 370	87 535	84 875	80 995	76 311	69 623	61 436	49 702	35 562	19 003
1984	100 000	97 887	95 552	94 890	94 299	93 452	92 332	91 039	88 861	86 130	83 031	79 242	73 246	65 056	53 152	39 404	25 750
1985	100 000	98 352	96 197	95 496	94 841	93 919	92 849	91 514	89 854	86 696	83 462	79 476	73 936	65 205	54 284	37 933	25 714
1986	100 000	98 359	96 667	95 852	95 099	94 145	93 063	91 507	89 336	86 325	82 236	77 083	70 376	61 459	49 455	34 731	20 326
1987	100 000	98 376	96 560	95 826	95 043	94 013	92 911	91 146	88 858	85 912	81 491	76 231	69 483	60 687	49 331	34 979	18 704
1988	100 000	98 614	96 803	95 718	94 945	93 794	92 282	90 089	87 294	83 835	79 321	74 399	66 993	58 440	45 216	31 961	15 747
1989	100 000	98 882	96 863	95 911	95 011	93 855	92 355	90 089	87 175	83 240	77 873	72 506	64 982	55 875	44 724	31 047	16 972
1990	100 000	99 026	97 579	96 866	95 989	94 931	93 308	90 626	87 225	82 856	77 289	72 332	65 311	56 594	43 161	30 732	13 668
1991	100 000	99 235	97 762	96 813	96 052	94 815	93 248	90 273	86 587	81 402	75 820	70 550	63 825	55 513	42 647	31 919	16 315
1992	100 000	99 395	98 371	97 595	96 784	95 481	93 725	91 025	86 984	82 077	75 807	70 771	64 295	55 469	43 131	31 856	14 924

ANNEXE I

b) Sexe féminin (A-16, suite)

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	100 000	95 658	90 388	89 570	89 078	88 482	87 636	86 679	85 744	84 189	82 016	79 092	75 029	69 847	63 457	56 193	48 868
1974	100 000	96 955	93 172	92 574	92 070	91 509	90 695	89 850	88 512	87 109	85 082	82 382	78 999	74 915	67 286	63 003	55 696
1975	100 000	97 179	94 719	94 180	93 704	93 080	92 432	91 745	90 701	89 086	86 980	83 834	80 114	72 831	67 307	58 543	48 882
1976	100 000	97 406	94 846	94 404	93 961	93 324	92 621	91 811	90 745	89 344	87 287	83 690	79 565	74 314	67 130	58 380	49 186
1977	100 000	96 919	94 507	94 000	93 495	92 767	92 014	91 035	90 083	88 843	86 607	84 313	81 263	75 430	70 289	61 173	52 843
1978	100 000	97 552	94 956	94 484	93 891	93 197	92 316	91 545	90 601	89 273	87 462	84 987	80 696	74 278	66 784	60 750	48 163
1979	100 000	97 575	95 794	95 318	94 876	94 155	93 204	92 257	91 244	89 820	88 141	85 568	82 025	75 761	68 654	58 663	47 053
1980	100 000	98 318	95 992	95 465	94 991	94 259	93 517	92 851	91 663	90 429	88 340	86 389	82 843	78 078	70 605	64 115	54 238
1981	100 000	98 637	96 477	96 103	95 812	95 083	94 271	93 362	92 174	90 894	88 895	86 632	82 503	77 157	67 446	61 033	51 039
1982	100 000	98 814	96 657	96 285	95 775	94 973	94 020	92 955	92 055	90 559	88 144	85 298	81 582	76 027	66 048	56 260	46 288
1983	100 000	98 706	95 880	95 502	95 111	94 350	93 482	92 575	91 291	89 756	87 341	85 403	81 771	76 823	68 840	58 089	45 166
1984	100 000	98 235	96 192	95 700	95 315	94 586	93 742	92 688	91 289	89 632	87 776	84 928	81 034	75 858	68 058	57 367	45 694
1985	100 000	99 215	97 378	96 853	96 526	95 993	95 339	94 444	93 339	91 478	89 591	87 464	83 943	79 955	72 893	61 946	52 691
1986	100 000	99 135	97 839	97 450	97 159	96 654	95 998	95 035	94 114	92 073	90 127	87 393	82 934	77 303	71 380	63 923	51 805
1987	100 000	98 840	97 344	96 970	96 577	95 875	94 982	94 048	92 969	91 249	89 134	86 355	82 608	76 535	67 940	58 653	44 615
1988	100 000	99 379	98 429	98 022	97 678	97 110	96 485	95 594	94 562	93 118	91 384	89 509	85 774	81 335	72 748	63 940	51 915
1989	100 000	99 137	97 455	96 816	96 438	95 577	94 522	93 417	92 096	90 322	88 196	85 701	81 038	74 647	66 531	56 299	40 055
1990	100 000	99 287	98 052	97 574	97 186	96 429	95 426	94 288	92 952	91 237	88 611	85 746	81 548	75 968	67 620	59 548	45 171
1991	100 000	99 519	98 574	98 154	97 792	97 102	95 943	94 838	93 471	91 432	88 976	86 226	82 302	76 562	67 020	59 716	42 710
1992	100 000	99 570	98 903	98 532	98 117	97 338	96 184	94 874	93 338	91 208	88 881	86 414	82 309	76 473	68 244	61 088	45 659

Tableau A-17. Personne-années vécues de la table mortalité (L_x) selon le sexe, l'âge et l'année, Abidjan 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	96 015	361 449	438 398	433 248	429 123	424 492	418 862	411 068	399 756	385 221	364 353	338 604	299 987	247 113	191 692	140 434	166 031
1974	96 860	369 932	452 348	448 460	444 448	439 862	434 867	428 211	418 789	404 950	385 081	359 575	324 799	281 151	222 366	168 672	215 767
1975	97 042	375 402	462 585	459 220	455 700	451 804	446 512	439 319	429 083	414 907	395 228	370 245	334 041	288 647	222 400	155 071	188 598
1976	96 830	372 718	458 170	454 318	450 261	445 974	440 747	434 197	424 614	410 486	390 599	368 078	328 287	274 506	210 417	144 966	170 451
1977	96 866	374 104	460 548	456 978	453 099	447 760	441 120	433 240	423 683	410 617	387 201	360 244	320 212	274 964	212 569	141 703	166 575
1978	97 532	378 366	465 990	462 203	458 415	453 589	447 279	439 618	430 006	415 954	393 720	366 740	327 673	280 140	218 192	150 335	174 642
1979	97 436	379 222	467 678	463 440	459 181	453 962	447 395	438 824	428 019	413 157	391 033	367 348	330 897	280 937	215 707	151 891	185 074
1980	98 257	382 728	471 523	467 150	462 458	457 386	451 561	443 410	432 547	417 377	394 995	368 338	329 779	277 028	213 816	151 540	176 757
1981	98 157	382 321	471 523	468 465	464 763	459 644	452 772	443 682	432 025	416 505	395 183	370 016	332 631	281 606	218 136	148 362	164 416
1982	98 396	384 051	474 000	470 563	466 518	461 413	454 979	446 622	435 939	422 604	402 465	377 309	340 644	291 513	226 491	153 751	172 602
1983	98 406	382 707	471 233	467 308	462 720	457 363	450 745	442 406	431 291	415 110	391 710	365 611	328 540	278 948	213 994	136 446	139 501
1984	98 515	385 444	476 105	472 973	469 508	464 566	458 500	449 920	437 751	423 250	404 425	381 916	346 648	296 639	232 201	162 912	189 031
1985	98 841	387 775	479 233	475 843	472 042	467 022	460 982	453 549	441 691	425 757	406 022	384 173	348 804	299 749	231 507	159 142	188 766
1986	98 846	389 013	481 298	477 378	473 257	468 123	461 512	452 277	439 454	421 860	396 587	369 426	330 559	278 413	211 334	137 671	149 213
1987	98 858	388 757	480 965	477 173	472 799	467 415	460 241	450 188	437 220	419 003	392 559	365 068	326 384	276 112	211 622	134 240	137 306
1988	99 026	389 722	481 303	476 658	472 025	465 334	456 050	443 676	428 168	408 396	382 666	354 339	314 515	260 383	193 725	119 302	115 599
1989	99 214	390 250	481 935	477 305	472 343	465 668	456 237	443 387	426 431	403 384	374 166	344 593	303 135	252 546	190 234	120 076	124 591
1990	99 315	392 322	486 113	482 138	477 463	470 752	459 985	444 893	425 639	400 986	372 407	344 922	305 713	250 650	185 466	111 034	100 337
1991	99 462	393 090	486 438	482 163	477 358	470 306	458 969	442 438	420 491	393 680	364 175	336 718	299 251	246 609	187 048	120 616	119 768
1992	99 575	394 903	489 915	485 948	480 863	473 182	462 026	445 338	423 143	395 412	364 773	338 416	300 372	247 660	188 133	116 984	109 557

b) Sexe féminin (A-17, suite)

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	96 948	368 856	449 895	446 620	443 992	440 375	435 841	431 130	424 988	415 756	401 799	385 774	362 755	333 861	299 554	262 667	406 337
1974	97 859	377 931	464 365	461 610	459 034	455 587	451 410	446 009	439 193	430 705	417 764	403 845	385 230	356 220	325 975	296 762	463 112
1975	98 017	382 286	472 248	469 710	467 056	463 842	460 481	456 196	449 629	440 401	425 991	410 302	383 156	350 864	315 142	268 582	406 454
1976	98 176	382 932	473 125	470 913	468 311	464 929	461 125	456 473	450 363	441 808	426 248	408 616	385 270	354 285	314 291	268 933	408 982
1977	97 834	381 371	471 268	468 738	465 767	462 024	457 677	452 869	447 439	438 875	426 538	414 294	392 368	364 781	329 193	285 057	439 390
1978	98 279	383 422	473 600	470 938	467 827	463 866	459 696	455 439	449 818	442 040	430 301	414 705	388 135	353 359	319 191	272 308	400 475
1979	98 295	385 644	477 780	475 485	472 689	468 488	463 706	458 832	452 802	445 091	433 418	419 393	395 148	361 706	318 882	264 313	391 246
1980	98 818	387 192	478 643	476 140	473 238	469 510	465 957	461 378	455 353	447 156	436 175	423 491	402 822	372 410	337 183	295 902	450 989
1981	99 042	388 902	481 450	479 788	477 350	473 462	469 133	463 933	457 798	449 696	438 066	423 316	399 733	362 420	321 576	280 200	424 389
1982	99 166	389 618	482 355	480 150	476 994	472 573	467 497	462 595	456 685	447 028	432 660	417 631	394 628	356 126	306 347	256 390	384 885
1983	99 090	387 437	478 455	476 533	473 770	469 662	465 193	459 765	452 771	443 013	431 217	418 356	397 024	364 908	317 957	258 163	375 555
1984	98 759	387 600	479 730	477 538	474 865	470 900	466 134	460 052	452 468	443 728	430 814	415 357	392 794	360 523	314 193	257 676	379 946
1985	99 448	392 058	485 578	483 448	481 380	478 392	474 508	469 544	462 229	452 884	441 931	428 926	410 180	382 784	337 743	286 611	438 126
1986	99 392	393 152	488 223	486 523	484 610	481 692	477 636	472 944	465 672	455 718	442 892	426 335	401 206	372 264	338 697	289 344	430 759
1987	99 185	391 449	485 785	483 868	481 238	477 227	472 627	467 627	460 717	451 194	437 800	422 842	398 519	361 995	317 030	258 198	370 974
1988	99 563	395 033	491 128	489 250	487 057	484 047	480 247	475 470	469 344	461 449	451 610	438 641	418 256	386 015	342 240	289 662	431 673
1989	99 393	392 151	485 678	483 135	480 170	475 348	469 909	463 886	456 222	446 533	433 914	417 388	389 909	353 708	307 679	240 917	333 057
1990	99 499	393 920	489 065	486 900	484 154	479 733	474 349	468 204	460 644	449 914	434 941	418 722	394 398	359 755	318 396	261 826	375 597
1991	99 662	395 606	491 820	489 865	487 341	482 723	477 014	470 879	462 461	451 295	437 092	421 775	397 786	359 852	317 271	256 099	355 134
1992	99 698	396 536	493 588	491 623	488 757	483 915	477 718	470 650	461 578	450 483	437 418	422 284	397 591	362 566	323 752	266 898	379 655

Tableau A-18. Évolution annuelle de l'espérance de vie (e_x) par sexe et l'âge, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	55,5	57,8	57,7	53,4	48,9	44,4	39,9	35,4	31,2	27,1	23,2	19,5	16,3	13,4	11,6	9,1	7,3
1974	59,0	60,7	59,8	55,3	50,7	46,2	41,7	37,1	32,8	28,6	24,7	20,9	17,8	14,5	12,0	10,1	7,3
1975	59,9	61,5	59,4	54,8	50,2	45,6	41,0	36,5	32,2	28,0	24,0	20,2	16,9	13,6	10,8	9,5	7,3
1976	58,8	60,5	58,8	54,2	49,7	45,1	40,6	36,1	31,6	27,5	23,5	19,6	16,0	13,3	10,7	9,1	7,3
1977	58,6	60,3	58,3	53,7	49,1	44,6	40,2	35,8	31,5	27,2	23,2	19,6	16,3	13,5	10,3	9,1	7,3
1978	59,6	60,8	58,6	54,1	49,5	44,9	40,4	36,0	31,7	27,4	23,5	19,8	16,5	13,5	10,7	8,9	7,3
1979	59,7	61,0	58,5	54,0	49,5	44,9	40,5	36,1	31,9	27,7	23,8	20,1	16,5	13,5	11,0	9,5	7,3
1980	60,0	60,5	58,2	53,7	49,2	44,7	40,2	35,8	31,5	27,3	23,5	19,7	16,4	13,3	11,1	9,0	7,3
1981	60,0	60,6	58,3	53,7	49,0	44,5	40,0	35,7	31,5	27,4	23,5	19,6	16,2	13,1	10,6	8,5	7,3
1982	60,8	61,2	58,9	54,2	49,6	45,1	40,6	36,2	32,0	27,8	23,7	19,9	16,5	13,2	10,6	8,6	7,3
1983	59,3	59,7	57,7	53,1	48,5	44,0	39,5	35,2	30,9	26,7	22,9	19,2	15,8	12,5	9,9	7,8	7,3
1984	61,5	61,8	59,3	54,7	50,0	45,5	41,0	36,5	32,4	28,3	24,3	20,3	16,8	13,5	11,0	8,9	7,3
1985	61,8	61,8	59,2	54,6	50,0	45,4	40,9	36,5	32,1	28,2	24,2	20,3	16,6	13,5	10,7	9,2	7,3
1986	60,4	60,4	57,4	52,9	48,3	43,7	39,2	34,8	30,6	26,6	22,8	19,2	15,7	12,6	10,1	8,3	7,3
1987	60,0	59,9	57,1	52,5	47,9	43,4	38,9	34,6	30,4	26,3	22,6	19,0	15,6	12,5	9,8	7,8	7,3
1988	58,6	58,4	55,5	51,1	46,5	42,0	37,7	33,5	29,5	25,6	21,9	18,3	15,0	11,8	9,5	7,4	7,3
1989	58,3	57,9	55,1	50,6	46,1	41,6	37,2	33,1	29,1	25,4	22,0	18,4	15,2	12,3	9,7	7,9	7,3
1990	58,1	57,7	54,5	49,9	45,3	40,8	36,5	32,5	28,6	25,0	21,6	18,0	14,6	11,4	9,2	6,9	7,3
1991	58,0	57,4	54,3	49,8	45,2	40,7	36,4	32,5	28,7	25,4	22,1	18,6	15,3	12,1	10,0	7,5	7,3
1992	58,2	57,5	54,1	49,5	44,9	40,5	36,2	32,2	28,6	25,1	22,0	18,4	15,0	11,9	9,6	7,1	7,3

ANNEXE I

b) Sexe féminin (A-18, suite)

Année	Groupes d'âges																
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75 et plus
1973	64,1	66,0	65,7	61,3	56,6	52,0	47,5	43,0	38,4	34,1	29,9	25,9	22,2	18,7	15,3	11,9	8,3
1974	67,3	68,4	67,2	62,6	57,9	53,2	48,7	44,1	39,8	35,4	31,1	27,1	23,1	19,3	16,1	12,1	8,3
1975	67,2	68,2	65,9	61,2	56,5	51,9	47,3	42,6	38,0	33,7	29,4	25,5	21,5	18,4	14,7	11,5	8,3
1976	67,4	68,1	65,9	61,2	56,5	51,9	47,3	42,6	38,1	33,7	29,4	25,6	21,8	18,1	14,8	11,6	8,3
1977	68,0	69,1	66,8	62,2	57,5	52,9	48,4	43,8	39,3	34,8	30,6	26,4	22,3	18,8	15,0	11,8	8,3
1978	67,4	68,1	65,9	61,3	56,6	52,0	47,5	42,9	38,3	33,8	29,5	25,3	21,5	18,1	14,9	11,1	8,3
1979	67,8	68,5	65,8	61,1	56,3	51,8	47,3	42,7	38,2	33,7	29,3	25,1	21,1	17,6	14,2	11,2	8,3
1980	69,3	69,5	67,2	62,5	57,8	53,2	48,6	44,0	39,5	35,0	30,8	26,4	22,4	18,7	15,4	11,7	8,3
1981	68,9	68,9	66,4	61,6	56,8	52,2	47,6	43,1	38,6	34,1	29,8	25,5	21,7	18,0	15,2	11,5	8,3
1982	67,8	67,6	65,1	60,4	55,7	51,1	46,6	42,1	37,5	33,1	28,9	24,8	20,8	17,2	14,4	11,4	8,3
1983	67,7	67,6	65,5	60,8	56,0	51,4	46,9	42,3	37,9	33,5	29,4	25,0	21,0	17,1	13,8	10,9	8,3
1984	67,6	67,8	65,3	60,6	55,8	51,2	46,7	42,2	37,8	33,4	29,1	25,0	21,0	17,3	14,0	11,1	8,3
1985	70,1	69,6	66,9	62,3	57,5	52,8	48,1	43,5	39,0	34,8	30,4	26,1	22,1	18,1	14,6	11,7	8,3
1986	70,1	69,7	66,6	61,8	57,0	52,3	47,6	43,1	38,5	34,3	30,0	25,8	22,1	18,5	14,8	11,3	8,3
1987	68,4	68,2	65,2	60,5	55,7	51,1	46,5	42,0	37,4	33,1	28,8	24,7	20,7	17,1	13,9	10,7	8,3
1988	70,9	70,4	67,0	62,3	57,5	52,8	48,1	43,6	39,0	34,6	30,2	25,8	21,8	17,8	14,6	11,3	8,3
1989	67,3	66,9	64,0	59,4	54,6	50,1	45,6	41,1	36,7	32,4	28,1	23,8	20,1	16,6	13,3	10,2	8,3
1990	68,5	68,0	64,8	60,1	55,4	50,8	46,3	41,8	37,4	33,0	28,9	24,8	21,0	17,3	14,1	10,7	8,3
1991	68,5	67,9	64,5	59,8	55,0	50,4	45,9	41,4	37,0	32,8	28,6	24,5	20,5	16,8	13,9	10,2	8,3
1992	69,1	68,3	64,8	60,0	55,3	50,7	46,3	41,9	37,5	33,3	29,1	24,9	21,0	17,4	14,2	10,6	8,3

Tableau A-19. Estimations du nombre de décès attribuables au sida, selon le sexe et l'âge, Abidjan, 1976-1992 (obtenus par différence entre le nombre observé de décès et le nombre attendu d'après la tendance 1973-1982)

a) Sexe masculin

Année	Groupes d'âges																	Total
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75et+	
1986	-1	-1	51	33	4	6	50	57	100	86	38	33	17	14	28	18	83	616
1987	78	74	49	36	13	19	101	111	130	123	53	46	11	9	42	32	123	1 050
1988	78	86	174	87	73	128	293	323	245	201	82	85	54	51	58	48	129	2 195
1989	103	158	175	117	75	128	348	395	471	405	138	136	46	34	51	34	202	3 016
1990	10	12	94	82	70	141	608	696	652	523	100	100	87	81	81	74	189	3 600
1991	11	17	182	104	101	165	847	969	1 009	684	132	122	81	75	46	41	325	4 911
1992	-55	-78	136	102	141	244	803	1 131	1 079	865	110	103	89	74	70	64	285	5 163

b) Sexe féminin

Année	Groupes d'âges																	Total
	0	1-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49	50-54	55-59	60-64	65-69	70-74	75et+	
1986	-1	-2	2	1	-29	-37	-5	-3	37	21	23	24	-10	-7	3	3	-26	-6
1987	151	164	22	20	6	8	10	8	31	22	17	14	9	9	22	19	-20	512
1988	-29	-37	27	20	-33	-36	-1	-1	-1	-1	0	0	-4	-5	7	5	-31	-120
1989	203	334	153	79	58	70	73	61	47	34	35	43	13	11	48	43	-26	1279
1990	101	147	90	65	30	39	84	70	75	68	43	41	7	7	21	20	-31	877
1991	16	26	70	54	38	64	85	75	108	77	37	34	19	20	30	35	-32	756
1992	-18	-23	76	78	58	84	179	151	122	79	36	39	8	8	22	23	-36	886

Tableau A-20. Effectifs annuels de décès enregistrés selon le lieu de résidence du décédé, Abidjan 1973-1992

Année	Lieu de résidence														Total
	Abidjan										Hors Abidjan				
	Plateau	Abobo	Adjamé	Attie-coubé	Cocody	Koumassy	Marcorry	Port-Bouët	Treichville	Yopougon	Sous-préf. Abidjan	Autre sous-préfect.	Autre pays	Inconnu	
1973	17	98	256	51	23	179	79	127	209	36	129	164	16	12	1 396
1974	6	71	240	60	27	175	119	103	188	41	105	161	4	26	1 326
1975	14	92	209	61	33	173	74	89	185	58	114	164	12	98	1 376
1976	7	104	211	65	34	194	73	112	160	61	115	202		76	1 414
1977	37	131	240	49	48	204	100	126	212	111	126	229	24	37	1 674
1978	15	174	236	71	47	229	109	104	184	111	134	208	24	27	1 673
1979	4	169	304	100	54	233	119	108	164	140	155	255	23	118	1 946
1980	15	83	278	78	49	215	141	126	153	86	306	202	17	156	1 905
1981	12	221	264	105	76	248	122	152	189	200	132	217	18	217	2 173
1982	5	249	280	106	85	248	115	162	190	222	125	200	12	187	2 186
1983	12	308	300	113	90	272	157	225	187	231	138	172	12	235	2 453
1984	22	288	286	108	88	285	152	214	192	250	160	214	7	225	2 492
1985	8	275	289	122	106	264	155	186	177	255	134	218	12	249	2 450
1986	12	359	309	147	100	338	186	272	189	274	139	202	18	235	2 781
1987	6	466	330	164	146	366	200	230	219	361	170	257	12	221	3 150
1988	16	612	362	151	172	445	252	274	224	394	169	294	16	242	3 623
1989	9	725	462	272	196	564	338	331	298	525	175	297	15	248	4 459
1990	18	924	480	283	193	654	361	325	287	630	246	327	17	258	5 004
1991	18	1 131	537	335	224	645	345	406	332	780	222	332	25	313	5 656
1992	16	1 272	560	393	284	723	426	406	349	844	240	347	46	299	6 208

Tableau A-21. Effectifs annuels de décès enregistrés selon le lieu de naissance du décédé, Abidjan, 1973-1992

Année	Lieu de naissance												Inconnu	Total
	Ville d'Abidjan			Côte d'Ivoire		Pays étranger								
	Colonial	Port	Péri-phérie	S. P. Abidjan	Autre sous-préfect.	Burkina Faso	Mali	Guinée	Ghana	Autre pays limit.	Autre pays africain	Autre pays		
1973	13	41	5	485	96	340	175	44	30	110	20	20	17	1 396
1974	11	60	5	464	83	308	165	31	29	113	13	22	22	1 326
1975	13	54	7	484	91	256	147	48	24	126	7	28	91	1 376
1976	7	69	7	542	94	266	159	45	22	106	5	30	62	1 414
1977	21	58	5	630	110	360	186	45	43	121	20	48	27	1 674
1978	14	68	5	630	103	382	188	62	29	108	20	35	29	1 673
1979	20	81	5	703	138	423	198	59	54	120	14	20	111	1 946
1980	38	89	13	644	130	334	198	59	56	98	21	15	210	1 905
1981	34	118	15	712	127	386	194	69	70	143	27	26	252	2 173
1982	45	129	14	762	128	366	207	80	92	134	23	20	186	2 186
1983	58	136	17	832	139	350	245	83	151	157	20	24	241	2 453
1984	39	107	13	863	165	431	240	69	130	156	27	25	227	2 492
1985	56	133	25	777	147	411	232	94	138	159	24	15	239	2 450
1986	94	162	11	870	189	436	275	91	156	202	28	26	241	2 781
1987	92	220	31	1 004	197	565	315	123	136	179	30	39	219	3 150
1988	100	282	43	1 154	183	673	377	135	155	197	38	21	265	3 623
1989	164	349	56	1 429	267	792	505	176	151	239	36	18	277	4 459
1990	176	421	58	1 667	299	897	487	188	186	267	36	22	300	5 004
1991	242	483	55	1 997	338	966	521	193	156	300	46	16	343	5 656
1992	333	607	71	2 291	347	975	522	206	199	291	49	23	294	6 208

Tableau A-22. Effectifs annuels de décès enregistrés selon la profession, Abidjan, 1973-1992

a) Sexe masculin

Année	Profession															Total
	Cadre		Employé	Commerçant	Artisan	Agriculteur	Étud/enseignant	Prof, médicale	Artiste	Religieux	Secteur informel	Retraité/domestique	Professions à haut risque	Autre	Inconnue	
1973	24		254	91	84	139	60	7		3	18	54	64	182	1	981
1974															912	912
1975															969	969
1976															986	986
1977	48		310	85	115	120	105	5		2	17	59	92	197	8	1 163
1978	30		328	96	110	123	89	9		7	15	77	90	182	4	1 160
1979	49		347	99	121	133	111	6	1	4	16	79	85	203	105	1 359
1980	43		290	94	113	138	105	5		5	19	54	85	241	1	1 193
1981	48		316	103	117	153	119	7	3	2	17	57	97	304	1	1 344
1982	42		271	115	120	131	126	5	2	5	16	75	84	301	1	1 294
1983	56		326	114	159	140	157	6	4	2	9	82	99	331		1 485
1984	48		311	140	126	141	150	10	2	7	33	90	112	274	1	1 445
1985	56		305	143	137	138	153	14	1	5	16	86	93	375		1 522
1986	68		372	197	186	166	176	14	5	4	25	105	142	334		1 794
1987	62		419	218	210	172	185	14	2	3	23	130	136	435	6	2 015
1988	76		532	267	251	210	219	16	4	8	22	172	177	603	44	2 601
1989	87		641	309	291	234	292	12	4	5	35	192	226	608	21	2 957
1990	100		710	393	372	253	293	21	8	5	74	224	294	694	9	3 450
1991	144		863	406	412	296	272	35	15	9	56	241	289	878	109	4 025
1992	184		967	443	447	260	340	27	7	16	69	251	331	891	97	4 330

b) Sexe féminin (A-22, suite)

Année	Profession														
	Cadre		Em- ployé	Com- merçant	Artisan	Agricul- -teur	Étud./ ensei- gnant	Prof, médi- cale	Artiste	Secteur informe l	Retraité domes- tique	Profes- sions à haut risque	Autre	Incon- nue	Total
1973			10	9	4	4	13	1		2	1		362		406
1974														413	413
1975														407	407
1976														428	428
1977	2		21	27	15	3	34	3		6	160		232	3	506
1978	1		23	16	10	3	36	1	1	1	98		317	1	508
1979	1		17	35	14		33	4		4	4		470	2	584
1980	3		20	23	8	7	43	5		5	15		419		548
1981	1		13	24	25	1	58	3		7	13	1	485	1	631
1982			14	41	20		60	1		8	8	1	562		715
1983	3		15	80	26	1	56	6		2	8		543		740
1984			21	80	28	1	57	8		9	22	1	605		832
1985	1		10	82	31	2	40	3		10	14		517		710
1986	4		20	90	37	1	36	6		10	8		543		755
1987	6		32	97	32		64	5	1	14	19		635	1	906
1988	3		26	100	32	2	55	6		12	4	1	573	1	815
1989	6		21	98	51	1	89	6		26	13	1	903		1 215
1990	2		33	119	65	2	86	6		38	17	1	905		1 274
1991	4		41	158	82	5	79	13		46	24	1	969	6	1 122
1992	9		54	189	104	3	94	10		49	24		1 095	15	1 646

Tableau A-23. Effectifs annuels de décès hospitaliers, selon l'hôpital, Abidjan, 1973-1992

Année	Hôpital					Total
	Treichville	Cardio	Cocody	Yopougon	Port-Bouët	
1973					127	127
1974					28	28
1975					119	119
1976					167	167
1977					213	213
1978					236	236
1979					158	158
1980					146	146
1981			1 813		132	1 945
1982			1 806		251	2 057
1983			1 874		83	1 957
1984			1 820		0	1 820
1985			2 133		376	2 509
1986			2 281		350	2 631
1987	966	89	2 499		378	3 932
1988	2 045	163	2 441		540	5 189
1989	1 963	243	2 517		584	5 307
1990	4 270	200	2 196	2	552	7 220
1991	3 700	181	2 708	590	494	7 673
1992	4 020	187	2 285	833	470	7 795
Total	16 964	1 063	26 373	1 425	5 404	51 229

Note : les cellules vides sont en général des années manquantes, sauf pour l'institut de Cardiologie, mis en service en 1987 et pour l'hôpital de Yopougon, mis en service en 1991.

Tableau A-24. Comparaison des décès enregistrés à l'état civil et des décès enregistrés à l'hôpital, par groupe d'âges, en 1987-92

Groupes d'âges (en années)	Hôpital				État civil			
	Sexe masculin	Sexe féminin	Inconnu	Total	Sexe masculin	Sexe féminin	Inconnu	Total
Mort-né	693	843	316	1 852	1 079	878	171	2 128
0	1 429	1 193	412	3 034	2 627	1 665	185	4 477
1-4	1 781	1 524	680	3 985	3 381	2 345	139	5 865
5-9	612	475	279	1 366	1 545	830	58	2 433
10-14	402	302	179	883	1 039	629	29	1 697
15-19	485	627	129	1 241	1 318	1 173	50	2 541
20-24	823	901	141	1 865	2 273	1 583	56	3 912
25-29	1 373	868	158	2 399	3 688	1 493	171	5 352
30-34	1 712	757	139	2 608	4 413	1 255	127	5 795
35-39	1 759	594	123	2 476	4 415	1 038	410	5 863
40-44	1 422	434	112	1 968	3 549	771	292	4 612
45-49	1 112	330	86	1 528	2 775	620	67	3 462
50-54	1 006	402	84	1 492	2 682	652	39	3 373
55-59	835	294	83	1 212	2 265	628	26	2 919
60-64	697	344	68	1 109	1 939	621	29	2 589
65-69	535	234	65	834	1 333	422	26	1 781
70-74	393	219	44	656	1 096	393	34	1 523
75-79	234	102	38	374	684	264	19	967
80-84	130	72	15	217	382	176	13	571
85+	77	61	10	148	239	111	9	359
Inconnu	1 288	682	3 900	5 870	299	104	168	571
Total	18 798	11 258	7 061	37 117	43 021	17 651	2 118	62 790

Tableau A-25. Comparaison des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, selon la profession, Abidjan 1987-1992

Profession	Hôpital (H)	État civil (E)	Rapport (H/E)
<i>a) Par grandes catégories professionnelles</i>			
Domestiques et Retraités	3 724	3 370	1,11
Professions médicales	124	314	0,39
Agriculteur	1 486	4 202	0,35
Haute vulnérabilité	775	2 479	0,31
Employé	1 806	6 417	0,28
Secteur informel	186	669	0,28
Cadre	335	1 219	0,27
Artisan	1 014	3 694	0,27
Commerçant	1 054	4 705	0,22
Enseignant et étudiant	833	3 819	0,22
Artiste	9	58	0,16
Religieux	25	189	0,13
Autres	9 152	27 928	0,33
Inconnu	16 593	569	29,16
<i>b) Par certaines catégories professionnelles spécifiques</i>			
Ménagère	2989	50	59,78
Inconnu	16592	331	50,13
Retraité	195	14	13,93
Éleveur	164	29	5,66
Médecin	12	5	2,40
Griot	2	1	2,00
Élève	556	340	1,64
Sans emploi	8652	5299	1,63
Agriculteur	1244	943	1,32
Éducateur	13	12	1,08

Tableau A-25 (suite). Comparaison des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, selon le lieu de résidence et le lieu de naissance, Abidjan 1987-1992

Lieu de résidence	Hôpital (H)	État civil (E)	Rapport (H/E)
<i>c) Lieu de résidence</i>			
Plateau	611	198	3,09
Abidjan sous-préfecture	1 458	2 797	0,52
Cocody	1 373	2 707	0,51
Adjamé	3 010	6 226	0,48
Yopougon	3 300	6 858	0,48
Marcory	2 053	4 452	0,46
Treichville	1 789	3 991	0,45
Koumassy	3 226	7 375	0,44
Autres sous-préfecture CI	1 780	4 434	0,40
Port-Bouet	1 722	4 585	0,38
Abobo	3 781	11 036	0,34
Attiecoubé	1 126	3 628	0,31
Autres pays	71	232	0,31
Inconnu	11 816	4 292	2,75
<i>d) Lieu de naissance</i>			
Colonial	1 504	5 396	0,28
Burkinl Faso	1 731	7 995	0,22
Abidjan sous-préfecture	752	3 832	0,20
Guinée	328	1 723	0,19
Port-Bouët	1 683	9 183	0,18
Mali	832	4 935	0,17
Autre pays d'Afrique de l'ouest	412	2 548	0,16
Côte d'Ivoire hors Abidjan	2 989	18 737	0,16
Ghana	179	1 290	0,14
Autre pays africain	47	413	0,11
Périphérie d'Abidjan	422	3 749	0,11
Autres cas	3	334	0,01
Inconnu	26 234	2 789	9,41

Tableau A-26. Qualité de l'information sur les causes de décès, en fonction de certaines caractéristiques, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992

Caractéristiques	Qualité de l'information				Proportions (%) de causes	
	Une seule cause	Causes multiples	Cause vague	Cause inconnue	multiple	inconnu
Sexe :						
- masculin	11 321	2 202	1 827	3 446	16,3	28,1
- féminin	6 623	1 223	1 082	2 328	15,6	30,3
- inconnu	3 589	810	874	1 786	18,4	37,7
Âge :						
- Mort-né	763	18	3	1 068	2,3	57,8
- 0-14 ans	6 064	1 054	516	1 634	14,8	23,2
- 15-44 ans	7 519	1 422	1 529	2 087	15,9	28,8
- 45-99 ans	4 335	967	888	1 379	18,2	30,0
- Inconnu	2 852	774	847	1 392	21,3	38,2
Hôpital:						
- Treichville	10 379	2 177	1 631	2 217	17,3	23,5
- Cocody	3 388	632	789	1 364	15,7	34,9
- Yopougon	702	84	179	389	10,7	41,9
- Port-Bouët	1 823	301	40	455	14,2	18,9
Année :						
- 1987	1 225	275	193	463	18,3	30,4
- 1988	1 734	425	302	567	19,7	28,7
- 1989	2 194	384	322	550	14,9	25,3
- 1990	3 466	709	439	713	17,0	21,6
- 1991	3 544	774	626	1 054	17,9	28,0
- 1992	4 128	627	757	1 078	13,2	27,8
Total	21 533	4 235	3 783	7 560	16,4	30,6

Tableau A-27a. Évolution de la répartition par cause des décès d'adultes, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992

Cause	Années						Accroissement 1987-92	
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	Absolu	Relatif
<i>Âge 15-44 ans</i>								
Sida	8	101	105	321	397	384	14,3	48,0
Méningite	34	70	83	175	140	318	10,8	9,4
Pneumonie & MVRI	29	51	73	137	155	207	6,8	7,1
Diarrhée chronique	15	57	81	107	153	230	8,2	15,3
Diarrhée aiguë	48	46	111	205	187	144	3,7	3,0
Tuberculose	16	45	50	89	87	106	3,4	6,6
Septicémie	22	60	42	101	121	116	3,6	5,3
Encéphalite	5	19	19	35	49	52	1,8	10,4
Hépatite	20	60	48	103	93	101	3,1	5,1
Paludisme	7	20	27	43	68	55	1,8	7,9
Autre mal. infec. et parasit.	36	43	38	83	63	62	1,0	1,7
Cancers & mal. chron. foie	26	35	40	68	84	94	2,6	3,6
Anémie & malnutrition	30	42	50	74	90	87	2,2	2,9
Mal. cardio-vascul. & HT	52	98	86	156	188	231	6,8	4,4
Mal. cérébro-vasculaire	9	14	17	19	27	32	0,9	3,6
Complic. gross. & couchés.	75	46	74	90	108	77	0,1	1,0
Accident, violence	35	40	64	83	85	76	1,6	2,2
Autres & inconnues	295	432	460	714	967	1011	27,3	3,4
Total	762	1 279	1 468	2 603	3 062	3 383	100,0	4,4
<i>Âge 45+ ans et plus</i>								
Sida	5	23	33	101	122	109	7,3	21,8
Méningite	14	26	33	64	63	114	7,0	8,1
Pneumonie & MVRI	21	44	59	78	96	134	7,9	6,4
Diarrhée chronique	13	27	46	66	76	96	5,8	7,4
Diarrhée aiguë	30	41	62	110	136	96	4,6	3,2
Tuberculose	14	23	28	53	41	51	2,6	3,6
Septicémie	8	26	21	37	46	30	1,5	3,8
Encéphalite	6	10	11	29	42	43	2,6	7,2
Hépatite	14	20	10	30	35	27	0,9	1,9
Paludisme	2	5	6	13	14	18	1,1	9,0
Autre mal. infec. et parasit.	21	21	19	50	39	33	0,8	1,6
Cancers & mal. chron. foie	40	49	42	80	103	116	5,3	2,9
Anémie & malnutrition	15	24	19	19	26	17	0,1	1,1
Mal. cardio-vascul. & HT	68	99	141	231	208	290	15,5	4,3
Mal. cérébro-vasculaire	30	37	30	68	122	102	5,0	3,4
Accident, violence	19	12	28	16	32	23	0,3	1,2
Autres & inconnues	229	327	305	455	635	678	31,5	2,9
Total	549	814	893	1 500	1 836	1 977	100,0	3,6

Tableau A-27b. Évolution de la répartition par cause des décès d'enfants, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992

Cause	Années						Accroissement de 1987-92	
	1987	1988	1989	1990	1991	1992	Absolu	Relatif
<i>Âge 0-4 ans</i>								
Sida	2	1	2	2	7	1	-0,5	0,5
Méningite	62	66	66	71	64	47	-7,1	0,8
Pneumonie & MVRI	82	73	105	148	80	89	3,3	1,1
Diarrhée chronique	0	0	2	1	1	5	2,4	
Diarrhée aiguë	112	123	119	146	109	99	-6,2	0,9
Tuberculose	1	1	3	1	0	2	0,5	2,0
Septicémie	5	13	12	9	13	6	0,5	1,2
Encéphalite	1	6	2	3	4	0	-0,5	0,0
Hépatite	15	18	15	17	18	14	-0,5	0,9
Paludisme	45	74	125	107	134	79	16,2	1,8
Autre mal. infec. et parasit.	74	16	49	99	44	62	-5,7	0,8
Cancers & mal. chron. foie	7	3	5	5	6	7	0,0	1,0
Anémie & malnutrition	251	376	388	422	319	214	-17,6	0,9
Mal. cardio-vascul. & HT	19	18	20	19	37	44	11,9	2,3
Mal. cérébro-vasculaire	0	0	4	2	1	2	1,0	
Causes périnat. & congéni.	32	61	50	80	87	151	56,7	4,7
Accident, violence	10	13	21	23	11	25	7,1	2,5
Autres & inconnues	190	247	232	247	327	271	38,6	1,4
Total	908	1 109	1 220	1 402	1 262	1 118	100,0	1,2
<i>Âge 5-14 ans</i>								
Sida	0	8	3	2	8	6	2,7	
Méningite	7	15	26	23	13	36	13,2	5,1
Pneumonie & MVRI	8	13	11	16	9	19	5,0	2,4
Diarrhée chronique	1	0	0	2	0	0	-0,5	0,0
Diarrhée aiguë	6	19	29	28	36	20	6,4	3,3
Tuberculose	3	2	3	2	3	2	-0,5	0,7
Septicémie	7	7	6	12	12	12	2,3	1,7
Encéphalite	2	2	2	4	8	3	0,5	1,5
Hépatite	4	15	12	11	8	13	4,1	3,3
Paludisme	23	55	76	67	76	52	13,2	2,3
Autre mal. infec. et parasit.	11	5	12	17	9	15	1,8	1,4
Cancers & mal. chron. foie	7	8	6	10	13	15	3,6	2,1
Anémie & malnutrition	25	61	48	64	62	38	5,9	1,5
Mal. cardio-vascul. & HT	19	13	19	27	29	38	8,6	2,0
Mal. cérébro-vasculaire	0	0	1	1	3	1	0,5	
Accident, violence	7	9	12	14	17	22	6,8	3,1
Autres & inconnues	97	117	103	102	149	155	26,4	1,6
Total	227	349	369	402	455	447	100,0	2,0

Tableau A-28. Décomposition de l'augmentation du nombre de décès entre 1987 et 1992, selon la cause et le groupe d'âges, hôpitaux d'Abidjan

Cause de décès	Groupes d'âges				
	0-4	5-14	15-44	45+	Total
Sida	-0,5	2,7	14,3	7,3	10,8
Méningite	-7,1	13,2	10,8	7,0	8,9
Pneumonie & MVRI	3,3	5,0	6,8	7,9	6,9
Diarrhée chronique	2,4	-0,5	8,2	5,8	6,7
Diarrhée aiguë	-6,2	6,4	3,7	4,6	3,6
Tuberculose	0,5	-0,5	3,4	2,6	2,8
Septicémie	0,5	2,3	3,6	1,5	2,7
Encéphalite	-0,5	0,5	1,8	2,6	1,9
Hépatite	-0,5	4,1	3,1	0,9	2,3
Paludisme	16,2	13,2	1,8	1,1	2,8
Autre mal. infect. et parasit.	-5,7	1,8	1,0	0,8	0,7
Total mal. infect. et parasit.	2,4	48,2	58,6	42,2	50,2
Cancers & mal. chron. foie	0,0	3,6	2,6	5,3	3,4
Anémie & malnutrition	-17,6	5,9	2,2	0,1	0,8
Cardio-vasculaire & HT	11,9	8,6	6,8	15,5	9,9
Cérébro-vasculaire	1,0	0,5	0,9	5,0	2,2
Compliq. gross. & accouch.	0,0	0,0	0,1	0,4	0,2
Causes périnat. & congéni.	56,7	0,0	0,0	0,0	2,7
Accident & violence	7,1	6,8	1,6	0,3	1,7
Autres & inconnues	38,6	26,4	27,3	31,1	29,0
Total général	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
(Nombre de décès)	(210)	(220)	(2 621)	(1 428)	(4 479)

Tableau A-29. Évolution de la mortalité des enfants de 0-4 ans à l'hôpital de Port-Bouët, 1973-1992 (pour 100 000 personne-années)

Cause de décès	Période				Évolution de 1985-87 à 1988-92
	1973-77	1978-82	1985-87	1988-92	
Anémie & malnutrition	168	154	336	297	0,88
Diarrhée	120	117	139	145	1,05
MVRI	41	54	107	68	0,63
Rougeole	130	86	73	20	0,27
Paludisme	36	27	36	59	1,65
Méningite	24	28	35	24	0,69
Autre & Inconnu	199	165	170	95	0,56
Total	717	630	894	708	0,79

Tableau A-30. Paramètres du modèle de base

Distribution des infections annuelles			Probabilités de passage de l'infection au SIDA			Probabilités de passage du sida au décès		
t	Cumul	Fréq	t	Cumul	Fréq	t	Cumul	Fréq
0	0,000000	0,000003	1	0,01	0,01	1	0,50	0,50
1	0,000003	0,000441	2	0,03	0,02	2	0,80	0,30
2	0,000443	0,005633	3	0,07	0,04	3	0,95	0,15
3	0,006076	0,024566	4	0,13	0,06	4	1,00	0,05
4	0,030642	0,059438	5	0,19	0,06			
5	0,090080	0,099642	6	0,25	0,06			
6	0,189721	0,130226	7	0,31	0,06			
7	0,319948	0,142238	8	0,37	0,06			
8	0,462186	0,135699	9	0,43	0,06			
9	0,597885	0,116492	10	0,49	0,06			
10	0,714377	0,091891	11	0,56	0,07			
11	0,806268	0,067631	12	0,63	0,07			
12	0,873899	0,046981	13	0,69	0,06			
13	0,920881	0,031078	14	0,75	0,06			
14	0,951958	0,019713	15	0,81	0,06			
15	0,971671	0,012058	16	0,87	0,06			
16	0,983729	0,007144	17	0,93	0,06			
17	0,990873	0,004116	18	0,97	0,04			
18	0,994989	0,002313	19	0,99	0,02			
19	0,997302	0,001271	20	1,00	0,01			
20	0,998573	0,000684						
21	0,999257	0,000362						
22	0,999619	0,000188						
23	0,999807	0,000096						
24	0,999904	0,000049						
25	0,999952	0,000024						
26	0,999977	0,000023						
27	1,000000							

Tableau A-31. Répartition des cas de sida selon l'année du cas et l'année de l'infection d'après le modèle Rétro-Décès, pour 1 000 000 d'infections se produisant entre 1980 et 2006

Année de l'infection	Nombre d'infections	Nombre de cas de sida en												
		1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1980	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1981	441	0	4	9	18	26	26	26	26	26	26	26	31	31
1982	5 633	0	0	56	113	225	338	338	338	338	338	338	338	394
1983	24 566	0	0	0	246	491	983	1 474	1 474	1 474	1 474	1 474	1 474	1 474
1984	59 438	0	0	0	0	594	1 189	2 378	3 566	3 566	3 566	3 566	3 566	3 566
1985	99 642	0	0	0	0	0	996	1 993	3 986	5 979	5 979	5 979	5 979	5 979
1986	130 226	0	0	0	0	0	0	1 302	2 605	5 209	7 814	7 814	7 814	7 814
1987	142 238	0	0	0	0	0	0	0	1 422	2 845	5 690	8 534	8 534	8 534
1988	135 699	0	0	0	0	0	0	0	0	1 357	2 714	5 428	8 142	8 142
1989	116 492	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1 165	2 330	4 660	6 990
1990	91 891	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	919	1 838	3 676
1991	67 631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	676	1 353
1992	46 981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	470
Total	1 000 000	0	4	65	376	1 338	3 532	7 511	13 417	20 794	28 765	36 408	43 051	48 421

Tableau A-32. Répartition des décès par sida, selon l'année de décès et l'année de l'infection d'après le modèle Rétro-décès, pour 1 000 000 d'infections se produisant entre 1980 et 2006

Année de l'infection	Nombre d'infections	Nombre de décès en													
		1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	
1980	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	
1981	441	0	2	6	12	20	24	26	26	26	26	26	29	30	
1982	5 633	0	0	28	73	155	256	310	332	338	338	338	338	366	
1983	24 566	0	0	0	123	319	676	1 118	1 351	1 449	1 474	1 474	1 474	1 474	
1984	59 438	0	0	0	0	297	773	1 635	2 704	3 269	3 507	3 566	3 566	3 566	
1985	99 642	0	0	0	0	0	498	1 295	2 740	4 534	5 480	5 879	5 979	5 979	
1986	130 226	0	0	0	0	0	0	651	1 693	3 581	5 925	7 162	7 683	7 814	
1987	142 238	0	0	0	0	0	0	0	711	1 849	3 912	6 472	7 823	8 392	
1988	135 699	0	0	0	0	0	0	0	0	678	1 764	3 732	6 174	7 463	
1989	116 492	0	0	0	0	0	0	0	0	0	582	1 514	3 204	5 300	
1990	91 891	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	459	1 195	2 527	
1991	67 631	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	338	879	
1992	46 981	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	235	
Total	1 000 000	0	2	34	208	792	2 227	5 035	9 559	15 726	23 009	30 624	37 803	44 026	

Tableau A-33. Reconstruction de la dynamique de l'épidémie de sida en Abidjan, entre 1980 et 1992

Année de l'infection	Nombre d'infections	Nombre de cas de SIDA selon l'année d'apparition												
		1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1980	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
1981	54	0	0	1	1	2	3	3	3	3	3	3	3	4
1982	687	0	0	3	9	19	31	38	41	41	41	41	41	45
1983	3 000	0	0	0	15	39	83	137	165	177	180	180	180	180
1984	7 281	0	0	0	0	36	95	200	331	400	430	437	437	437
1985	12 259	0	0	0	0	0	61	159	337	558	674	723	736	736
1986	16 012	0	0	0	0	0	0	80	208	440	729	881	945	961
1987	17 413	0	0	0	0	0	0	0	87	226	479	792	958	1 027
1988	16 573	0	0	0	0	0	0	0	0	83	215	456	754	911
1989	14 109	0	0	0	0	0	0	0	0	0	71	183	388	642
1990	11 067	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	55	144	304
1991	8 158	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	41	106
1992	5 542	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	28
Total	112 154	0	0	4	25	97	273	617	1 172	1 929	2 822	3 752	4 626	5 380

Tableau A-34. Comparaison des décès attribuables au sida prévus par le modèle avec les décès observés en Abidjan, hommes de 15-74 ans, 1980-1992

Année de décès	Nombres de décès	
	Décès prévus par le modèle	Estimés d'après l'état civil
1980	0	0
1981	0	0
1982	4	0
1983	25	0
1984	97	0
1985	273	0
1986	617	599
1987	1 172	1 024
1988	1 929	2 155
1989	2 822	2 969
1990	3 752	3 536
1991	4 626	4 823
1992	5 380	5 193
Total	20 698	20 299

Tableau A-35. Projections de l'incidence et du nombre cumulé d'infections à VIH, de cas de sida et de décès attribuables au sida au cours des 12 prochaines années, Abidjan 1993-2004

Année	Incidence annuelle			Nombres cumulés		
	Infections VIH	Cas de sida	Décès par sida	Infections VIH	Cas de sida	Décès par sida
1993	3 785	6 410	5 982	115 939	31 217	26 570
1994	2 400	6 817	6 478	118 339	38 034	33 048
1995	1 469	7 137	6 870	119 808	45 171	39 918
1996	870	7 370	7 170	120 678	52 541	47 088
1997	501	7 513	7 379	121 179	60 054	54 467
1998	282	7 574	7 503	121 461	67 628	61 970
1999	155	7 559	7 547	121 616	75 187	69 517
2000	83	7 450	7 505	121 699	82 637	77 022
2001	44	7 188	7 341	121 743	89 825	84 363
2002	23	6 715	7 009	121 766	96 540	91 372
2003	12	6 011	6 471	121 778	102 551	97 843
2004	6	5 122	5 731	121 784	107 673	103 574

ANNEXE 2

FORMULES DE CALCUL

Notations :

$f_a(t)$ = fréquence de la loi Gamma, avec le paramètre $a = t^{(a-1)} * \exp(-t) / \Gamma(a)$

$b(j)$ = transition de l'infection au SIDA au temps (j)

$c(i)$ = transition du SIDA au décès au temps (i)

$I(t)$ = nombre hypothétique d'infections au temps (t)

N = facteur d'échelle (par exemple 1,000,000 infections) = $\sum_t I(t)$

$A(t,j)$ = nombre hypothétique de cas de SIDA au temps (j) parmi les infections du temps (t)

$A(j)$ = nombre total hypothétique de cas de SIDA au temps (j)

$D(t,i)$ = nombre hypothétique de décès par SIDA au temps (i) parmi les infections au temps (t)

$D(i)$ = nombre total hypothétique de décès par SIDA parmi les infections au temps (i)

$DO(t)$ = nombre observé de décès attribuables au VIH et au SIDA au temps (t)

$ID(t)$ = nombre d'infections conduisant au nombre observés de décès au temps (t)

$IC(t)$ = nombre total reconstitué d'infections au temps (t)

$AC(t)$ = nombre reconstitué de SIDA au temps (t)

$DC(t)$ = nombre reconstitué de décès au temps (t)

Étape 1 : Simulation de l'épidémie hypothétique

$$I(t) = N * f_a(t)$$

$$A(t,j) = I(t) * b(j)$$

$$D(t,j) = \sum_i I(t) * b(i) * c(j-i), \text{ pour } i = 1 \text{ à } 4$$

$$D(t) = \sum_j D(t,j), \text{ pour } j = 1 \text{ à } 28$$

Étape 2 : Rétro-projection des décès

$$ID(t) = \sum_j DO(t) * D(t,j) / \sum_i D(t,j)$$

$$IC(t) = ID(t) * I(t) / \sum_i D(i,j), \text{ pour } i < t$$

$$AC(t,j) = IC(t) * A(t,j) / I(t)$$

$$DC(t,j) = IC(t) * D(t,j) / I(t)$$

$$DC(t) = \sum_j DC(t,j)$$

Étape 3 : Ajustement des paramètres

$$CHI^2 = \sum_t (DC(t) - DO(t))^2 / DO(t)$$

Le paramètre a de la fonction Gamma est choisi pour minimiser le CHI^2 ,

Les étapes 1 et 2 sont alors répétées avec la nouvelle valeur de a ,

Étape 4 : Projection avant

Mêmes formules que dans l'étape 1, en utilisant $IC(t)$ comme point de départ au lieu de $I(t)$.

ANNEXE 3

**FORMULAIRE DU CERTIFICAT DE DÉCÈS
(CÔTE D'IVOIRE)**

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Évolution des taux de séroprévalence du VIH dans certaines populations spécifiques en Côte d'Ivoire, de 1986 à 1992* (pour cent)	12
Tableau 2. Taux de séroprévalence des VIH-1 et VIH-2 chez les femmes enceintes et les prostituées, Abidjan (1990-1992).....	12
Tableau 3. Taux de séroprévalence des VIH-1 et VIH-2 dans cinq régions de Côte d'Ivoire, d'après l'enquête représentative de 1989	13
Tableau 4. Nombre de cas de sida et de décès par sida déclarés en Côte d'Ivoire, 1985-1992	14
Tableau 5. Fréquence de l'infection à VIH et du sida et mortalité par sida chez les malades des hôpitaux d'Abidjan en 1988	17
Tableau 6. Taux de prévalence du VIH et du sida parmi les cadavres d'adultes, Abidjan 1988-1989	17
Tableau 7. Augmentation (en %) des taux de mortalité par groupes d'âges de 1983 à 1988, d'après les décès enregistrés à l'état civil d'Abidjan	18
Tableau 8. Rapports de masculinité pour différents indicateurs ayant trait au sida parmi les adultes, Abidjan (1983-1989)	21
Tableau 9. Rôle du sida dans la mortalité en Abidjan, 1988-1989, selon diverses sources (proportions (%)) des décès adultes "attribuables au sida", "liés au VIH" ou "par sida")	22
Tableau 10. Estimations minimales du taux de mortalité par sida dans quatre populations.....	23
Tableau 11. Proportion de décès par sida dans les hôpitaux d'Abidjan, selon le lieu de naissance	23
Tableau 12. Essai de reconstitution des composantes de la croissance de la population d'Abidjan, 1987-1988.....	36
Tableau 13. Estimations de la mortalité d'après l'EPR, Abidjan, 1978 (Population ivoirienne).....	38
Tableau 14. Comparaison de quelques indicateurs des tables de mortalité obtenus à partir de l'état civil (EC) et de l'enquête à passages répétés (EPR), Abidjan, 1978.....	48

Tableau 15. Décès enregistrés à l'EPR, selon la situation de résidence et le lieu de décès, Abidjan, 1978.....	51
Tableau 16. Proportions (%) de décès de non-résidents, selon l'âge, le sexe et la période, état civil d'Abidjan, 1973-1992.....	51
Tableau 17. Estimation de la complétude de l'enregistrement des décès, méthode de Preston-Coale, Abidjan.....	53
Tableau 18. Caractéristiques socio-économiques de la population d'Abidjan par type d'habitat, 1978.....	76
Tableau 19. Accroissement du taux de mortalité à 15-44 ans de 1981-86 à 1992, et distribution des ménages par type d'habitat, selon la commune.....	77
Tableau 20. Nombre de décès de 15-44 ans selon le sexe et la profession, Abidjan, 1973-1992.....	86
Tableau 21. Proportions de décès enregistrés avec une information incomplète : comparaison entre l'hôpital et l'état civil, Abidjan, 1987-1992 (décès hormis les mort-nés).....	93
Tableau 22. Comparaison de la variation entre 1987 et 1992 des nombres de décès de 15 ans et plus enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan.....	96
Tableau 23. Paramètres d' <i>Epi-Model</i> pour la Côte d'Ivoire.....	110
Tableau 24. Nombres projetés de cas d'infections à VIH, de cas de sida et de décès par sida en Côte d'Ivoire par <i>Epi-Model</i>	110
Tableau 25. Comparaison entre les nombres cumulés de décès par sida enregistrés à l'état civil et donnés par <i>Epi-Model</i> en Abidjan.....	111
Tableau 26. Comparaison entre les nombres de cas de sida cumulés depuis le début de l'épidémie, d'après la statistique officielle, les décès de l'état civil et les résultats d' <i>Epi-Model</i> - Côte d'Ivoire.....	113
Tableau A-1. Évolution de la population d'Abidjan, 1912-1988.....	133
Tableau A-2. Répartition de la population d'Abidjan par sexe et âge aux trois recensements démographiques et à l'enquête nationale de 1978-79.....	133
Tableau A-3. Rapports de masculinité par âge aux trois recensements démographiques et à l'enquête nationale de 1978-79.....	134
Tableau A-4. Taux (‰) d'accroissement intercensitaire de la population par sexe et âge.....	134
Tableau A-5. Reconstitution des effectifs annuels de la population d'Abidjan par sexe et âge, de 1973 à 1992.....	135
Tableau A-6. Table de mortalité calculée à partir des données de l'EPR, 1978 (calculée d'après les données extrapolées).....	137
Tableau A-7a. Estimations indirectes de la mortalité des enfants d'après l'EPR.....	138

Tableau A-7b. Estimations dérivées des tables-type de mortalité.....	139
Tableau A-8. Effectifs annuels de naissances enregistrées par centre d'état civil, Abidjan 1965-1992.....	140
Tableau A-9. Évolution annuelle du taux brut de natalité (TBN) et taux de fécondité générale (TFG), Abidjan, 1973-1992.....	141
Tableau A-10. Effectifs annuels de décès enregistrés par centre d'état civil, Abidjan, 1973-1992.....	142
Tableau A-11. Analyse de la complétude de l'enregistrement des décès d'après la méthode de Preston-Coale, Abidjan, recensement de 1975.....	143
Tableau A-12. Complétude de l'enregistrement des décès, Abidjan, recensement de 1988 (méthode de Preston-Coale).....	145
Tableau A-13. Effectifs annuels de décès par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992 ...	147
Tableau A-14. Évolution annuelle des taux (p. 1 000) de mortalité (${}_q m_x$) par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992.....	149
Tableau A-15. Quotients de mortalité (${}_q q_x$) selon le sexe, l'âge et l'année, Abidjan, 1973-1992.....	151
Tableau A-16. Évolution annuelle des survivants de la table mortalité (${}_q l_x$) par sexe et âge, Abidjan, 1973-1992.....	153
Tableau A-17. Personne-années vécues de la table mortalité (${}_q L_x$) selon le sexe, l'âge et l'année, Abidjan 1973-1992.....	155
Tableau A-18. Évolution annuelle de l'espérance de vie (e_x) par sexe et l'âge, Abidjan, 1973-1992.....	157
Tableau A-19. Estimations du nombre de décès attribuables au sida, selon le sexe et l'âge, Abidjan, 1976-1992 (obtenus par différence entre le nombre observé de décès et le nombre attendu d'après la tendance 1973-1982).....	159
Tableau A-20. Effectifs annuels de décès enregistrés selon le lieu de résidence du décédé, Abidjan 1973-1992.....	160
Tableau A-21. Effectifs annuels de décès enregistrés selon le lieu de naissance du décédé, Abidjan, 1973-1992.....	161
Tableau A-22. Effectifs annuels de décès enregistrés selon la profession, Abidjan, 1973-1992.....	162
Tableau A-23. Effectifs annuels de décès hospitaliers, selon l'hôpital, Abidjan, 1973-1992.....	164
Tableau A-24. Comparaison des décès enregistrés à l'état civil et des décès enregistrés à l'hôpital, par groupe d'âges, en 1987-92.....	165

Tableau A-25. Comparaison des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, selon la profession, Abidjan 1987-1992.....	166
Tableau A-25 (suite). Comparaison des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, selon le lieu de résidence et le lieu de naissance, Abidjan 1987-1992.....	167
Tableau A-26. Qualité de l'information sur les causes de décès, en fonction de certaines caractéristiques, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992.....	168
Tableau A-27a. Évolution de la répartition par cause des décès d'adultes, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992.....	169
Tableau A-27b. Évolution de la répartition par cause des décès d'enfants, hôpitaux d'Abidjan, 1987-1992.....	170
Tableau A-28. Décomposition de l'augmentation du nombre de décès entre 1987 et 1992, selon la cause et le groupe d'âges, hôpitaux d'Abidjan.....	171
Tableau A-29. Évolution de la mortalité des enfants de 0-4 ans à l'hôpital de Port-Bouët, 1973-1992 (pour 100 000 personne-années).....	171
Tableau A-30. Paramètres du modèle de base.....	172
Tableau A-31. Répartition des cas de sida selon l'année du cas et l'année de l'infection d'après le modèle Rétro-Décès, pour 1 000 000 d'infections se produisant entre 1980 et 2006.....	173
Tableau A-32. Répartition des décès par sida, selon l'année de décès et l'année de l'infection d'après le modèle Rétro-décès, pour 1 000 000 d'infections se produisant entre 1980 et 2006.....	174
Tableau A-33. Reconstruction de la dynamique de l'épidémie de sida en Abidjan, entre 1980 et 1992.....	175
Tableau A-34. Comparaison des décès attribuables au sida prévus par le modèle avec les décès observés en Abidjan, hommes de 15-74 ans, 1980-1992.....	176
Tableau A-35. Projections de l'incidence et du nombre cumulé d'infections à VIH, de cas de sida et de décès attribuables au sida au cours des 12 prochaines années, Abidjan 1993-2004.....	176

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Localisation de l'étude : Abidjan et la Côte d'Ivoire.....	4
Figure 2. Taux de séroprévalence du VIH en milieu urbain selon le sexe, en Côte d'Ivoire, 1989	14
Figure 3. Accroissement relatif des taux de mortalité hospitalière par sexe et âge, de 1983 à 1988, hôpitaux d'Abidjan	19
Figure 4. Accroissement relatif des taux de mortalité dans la population, par sexe et âge, de 1983 à 1988, état civil d'Abidjan.....	19
Figure 5. Proportions (%) de cadavres séropositifs, selon le sexe et l'âge, hôpitaux d'Abidjan 1988-1989.....	20
Figure 6. Proportions (%) de décès dus au sida parmi les cadavres selon le sexe et l'âge, hôpitaux d'Abidjan 1988-1989	20
Figure 7. Évolution de la population d'Abidjan, 1912-1988.....	28
Figure 8. Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988	29
Figure 8 (suite). Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988.....	30
Figure 8 (suite). Évolution de la pyramide des âges d'Abidjan de 1955 à 1988.....	31
Figure 9. Rapports de masculinité par âge de la population d'Abidjan, en 1955, 1975, 1978 et 1988	32
Figure 10. Taux de croissance par âge de la population d'Abidjan 1975-1988 (pour 1 000)	34
Figure 11. Répartition des immigrants étrangers résidant en Abidjan selon le pays d'origine, recensement de 1975.....	35
Figure 12. Répartition des immigrants ivoiriens résidant en Abidjan selon la région d'origine, recensement de 1975	35
Figure 13. Proportion d'enfants décédés selon l'âge de la mère, Abidjan, EPR 1978.....	39
Figure 14. Les communes du grand Abidjan, et localisation des hôpitaux.....	43
Figure 15. Évolution annuelle du taux de natalité en Abidjan, 1973-1992.....	45
Figure 16. Evolution de la mortalité avant 5 ans selon différentes sources et méthodes.....	49

Figure 17a. Rapport des quotients de mortalité par âge observés en Abidjan en 1973-1982 à ceux des tables-type de mortalité, sexe masculin.....	55
Figure 17b. Rapport des quotients de mortalité par âge observés en Abidjan de 1973 à 1982 à ceux des tables-type, sexe féminin.....	56
Figure 18. Évolution annuelle de la mortalité à 0-4 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	61
Figure 19. Évolution annuelle de la mortalité à 5-14 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	62
Figure 20. Évolution annuelle de la mortalité à 15-24 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	63
Figure 21. Évolution annuelle de la mortalité à 25-34 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	64
Figure 22. Évolution annuelle de la mortalité à 35-44 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	64
Figure 23. Évolution annuelle de la mortalité à 45-54 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	65
Figure 24. Évolution annuelle de la mortalité à 55-64 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	66
Figure 25. Évolution annuelle de la mortalité à 65-74 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	66
Figure 26. Évolution annuelle de l'espérance de vie à 15 ans en Abidjan : valeurs observées et tendance 1973-1982 extrapolée à 1992.....	68
Figure 27. Estimation du nombre de décès de 15-74 ans attribuables au sida en Abidjan de 1986 à 1992.....	69
Figure 28. Estimation du nombre des décès attribuables au sida selon le sexe et l'âge, Abidjan, 1986-1992	70
Figure 29. Augmentation de la mortalité à 15-44 ans de 1983-87 à 1988-92, dans chacune des dix communes d'Abidjan (taux de mortalité pour 1 000).....	79
Figure 30. Évolution du taux de mortalité des 15-44 ans à Abobo de 1975 à 1992.....	79
Figure 31. Corrélation entre le taux d'augmentation de la mortalité adulte (15-44 ans) entre 1983-1987 et 1988-1992 et la proportion de ménages vivant dans un type d'habitat donné, selon les communes d'Abidjan	81
Figure 32. Évolution annuelle du nombre de décès à 15-44 ans selon le lieu de naissance, Abidjan, 1973-1992.....	83
Figure 33. Augmentation relative du nombre de décès de 15-44 ans de 1981-1986 à 1992 selon la profession, Abidjan	88

Figure 34. Les régions de la Côte d'Ivoire	89
Figure 35. Rapport (%) du nombre de décès enregistrés à l'hôpital à celui des décès enregistrés à l'état civil, Abidjan, 1987-1992.....	94
Figure 36. Répartition par âge comparée des décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan, 1987-1992 (deux sexes confondus)	95
Figure 37. Évolution annuelle du nombre de décès enregistrés à l'hôpital et à l'état civil, Abidjan, 1987-1992.....	96
Figure 38. Répartition des décès par cause comparée d'après des registres hospitaliers et d'après l'étude des cadavres de Kevin De Cock, adultes de 15 ans et plus, Abidjan, 1988-89	99
Figure 39. Évolution annuelle du nombre de décès à l'hôpital selon la nature de la cause, Abidjan, 1987-1992	100
Figure 40. Contribution des diverses maladies infectieuses et parasitaires à l'accroissement du nombre de décès hospitaliers, Abidjan 1987-1992.....	101
Figure 41. Évolution annuelle du nombre de décès par paludisme, Abidjan, 1987-1992.....	103
Figure 42. Évolution annuelle de la mortalité par paludisme et par rougeole chez les enfants de 0-4 ans, hôpital de Port-Bouët, 1973-1992	104
Figure 43. Distribution hypothétique des infections à VIH, des cas de sida et des décès par sida, 1980-2026 (fonction Gamma avec $a = 8,6$)	118
Figure 44. Comparaison du nombre observé de décès par sida aux résultats d'un modèle fondé sur la croissance linéaire de l'incidence	119
Figure 45. Comparaison du nombre observé de décès par sida aux résultats d'un modèle fondé sur la croissance exponentielle de l'incidence	119
Figure 46. Reconstruction de la dynamique de l'épidémie de sida entre 1980 et 1992 (d'après le modèle Rétro-Décès appliqué à la séquence des décès par sida observés).....	120
Figure 47. Comparaison de l'évolution du nombre de décès par sida prévue par le modèle à celle des décès réellement observés à l'état civil, Abidjan 1980-1992.....	121
Figure 48. Rapport du nombre d'infections prévu par le modèle Rétro-Décès au valeurs de la fonction Gamma, 1980-1992.....	122

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ABOUYA Y.L. et BEAUMEL A., 1992. – "Pneumocystis carinii pneumonia, an uncommon cause of death in african patients with acquired immunodeficiency syndrome", *American Review of Respiratory Diseases*, p. 617-620.
- ANDERSON Roy, 1991. – "Mathematical models of the potential demographic impact of AIDS in Africa", *AIDS, Current Science*, supplément, p. 37-44.
- ANTOINE Philippe et DUBRESSON Alain, 1987. – *Pour comprendre la question de l'habitat : Abidjan, côté cours*. – Paris, ORSTOM, 265 p.
- ANTOINE Philippe et HERRY Claude, 1982. – *Enquête démographique à passage répétés. Agglomération d'Abidjan*. – Abidjan, Direction de la Statistique, ORSTOM.
- BARNETT Tony et BLAIKIE Piers, 1992. – *AIDS in Africa - Its present and future impacts*. – Londres, Belhaven Press, 193 p.
- BLUM L., OGOUGBEMY M. et MBOUP Souleymane, 1992. – "Epidemiological study of HIV seroprevalence in a leprosy patient population in Senegal", *Acta Leprologica*, p. 35-41.
- BRUCKER-DAVIS F., LE GUENNO Bernard, 1993. – "Pulmonary tuberculosis and HIV seropositivity at the principal hospital of Dakar, Senegal", *Revue de Médecine Interne*, p. 14-20.
- BODSWORTH N., 1991. – "The influence of human immunodeficiency virus type 1 infection on the development of the hepatitis B virus carrier state", *Journal of Infectious Diseases*.
- BROOKMEYER Ron et GAIL Mitchell, 1988. – "A method for obtaining short-term projections and lower bounds on the size of the AIDS epidemic", *Journal of the American Statistical Association*, vol. 83, n° 402, p. 301-308.
- CAPRARA A. *et al.*, 1993. – "The perception of AIDS in the Bete and Baoule of the Ivory Coast", *Social Science & Medicine*, may, p. 1229-1235.
- CORBIN J. *et al.*, 1993. – Trends and patterns of HIV/AIDS infection in selected developing countries. Country profiles. – Center for International Research, Health Studies Branch - U.S. Bureau of the Census, Research notes n° 8, 10 & 14.
- CHIN James et LWANGA S., 1991. – "Estimation and projection of adult AIDS cases : a simple epidemiological model", *Bulletin of the World Health Organization*, p. 399-406.
- CHIN James et SATO P.A., 1990. – "Projections of HIV infections and AIDS cases to the year 2000", *Bulletin of the World Health Organization*.
- CHIN James, 1994. - *Epi-model*. – University of California, Working Paper.
- COLEBUNDERS Robert et LATIF Ahmed, 1991. – "Natural history and clinical presentation of HIV-1 infection in adults", *AIDS, Current Science*, supplément, p. 103-107.
- CUTTING William, 1994. – "Breast feeding and HIV - a balance of risks", *Journal of Tropical Pediatrics*, Oxford University Press, p. 6-11.

- DAMIBA A. *et al.*, 1984. – "Rising trend of reported gonorrhoea and urethritis incidence in Burkina Faso from 1976 to 1983", *Transaction of the Royal Society of Tropical Medicine and Hygiene*, p. 132-135.
- DE COCK Kevin *et al.*, 1990. – "A comparison of HIV-1 and HIV-2 infections in hospitalized patients in Abidjan, Côte d'Ivoire", *AIDS*, may, p. 443-448.
- DE COCK Kevin *et al.*, 1991. – "Mortality trends in Abidjan, Côte d'Ivoire, 1983-1988", *AIDS*, april, p. 393-398.
- DE COCK Kevin et BARRERE Bernard, 1990. – "AIDS - The leading cause of adult death in the West African city of Abidjan, Ivory Coast", *Science*, p. 793-796.
- DE COCK Kevin et ODEHOURI K., 1989. – "Rapid emergence of AIDS in Abidjan, Ivory Coast", *The Lancet*, p. 408-410.
- DENIS F. et GERSHY-DAMET G., 1987. – "Prevalence of human T-lymphotropic retroviruses type III (HIV) and type IV in Ivory Coast", *The Lancet*, february, 21 p.
- DONDERO T.J. et CURRAN James, 1994. – "Excess deaths in Africa from HIV : confirmed and quantified", *The Lancet*, p. 989-990.
- DOZON Jean-Pierre et VIDAL Laurent, 1995. – *Les sciences sociales face au sida*. – Paris, ORSTOM, Coll. Colloques et Séminaires, 300 p. (Colloque de Bingerville, Côte d'Ivoire, 15-17 mars 1993).
- ESSEX Myron et KANKI Phyllis, 1994. – *Human immunodeficiency virus type 2 (HIV-2), textbooks of aids medicine*. – Williams & Wilkins.
- FLEMMING A., 1988. – "AIDS in Africa - An update", *AIDS Forschung (AIFO)*, p. 116-138.
- FRANCIS H. et QUINN Thomas, 1994. – "Bloodborne transmission of HIVs in Africa", in : ESSEX *et al.*, *AIDS in Africa*. – New York, Raven Press.
- GERSHY-DAMET G.M. et KOFFI K., 1991. – "Seroepidemiological survey of HIV-1 and HIV-2 infections in the five regions of the Ivory Coast", *AIDS*, p. 462-463.
- GNAORE E. et SASSAN-MOROKRO M., 1993. "A comparison of clinical features in tuberculosis associated with infection with human immunodeficiency viruses 1 and 2", *Transactions of the Royal Society of Tropical Medicine & Hygiene*, january-february, p. 57-59.
- GREENBERG A. et NGUHEN-DIN P., 1988. – "The association between malaria, blood transfusions, and HIV seropositivity", *JAMA*, p. 545-549.
- HAERINGER Philippe, 1977. – "Occupation de l'espace urbain et péri-urbain", in : *Atlas de Côte d'Ivoire*. – Abidjan, Ministère du Plan, ORSTROM-IGT.
- HARRIES A.D., 1990. – "Tuberculosis and Human Immunodeficiency Virus Infection in Developing Countries", *The Lancet*, p. 387-390.
- HARRIS C.M. et RATTNER E., 1994. – "Using linear programming in an HIV/AIDS estimation model", in : KAPLAN Edward et BRANDEAU Margaret (éds.), *Modeling the AIDS epidemic : planning, policy and prediction*, p. 287-302. – New York, Raven Press.
- HUNTER David J., 1993. – *AIDS in Sub-Saharan Africa : the epidemiology of heterosexual transmission and the prospects for prevention*. – Boston, Epidemiology Resources Inc., p. 63-72.
- Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), 1985. – *Principales données définitives - Deuxième recensement général de la population du 10 au 20 décembre*. – Ouagadougou, Ministère du plan et de la coopération, 32 p.

- Institut National de la Statistique et de la Démographie (INSD), 1991. – *Annuaire statistique du Burkina Faso 1989-1990*. – Ouagadougou, Direction des Statistique Générale, p. 21-80.
- IZZIA K.W. et LEPIRA B., 1984. – "Syndrome d'immunodéficience acquise et drypanocytose homozygote", *Annuaire de la Société Belge de Médecine Tropicale*, p. 391-397.
- KANKI Phyllis, 1991. – "Biologic features of HIV-2, an update", *AIDS Clinical Review*, Marcel Dekker Inc., p. 17-27.
- KANKI Phyllis, 1987. – "West african human retroviruses related to STLV-III", *AIDS*, Gower Academic Journals Ltd., p. 141-145.
- KANKI Phyllis et MARLINK Robert – "Biology of HIV-2 Infection in West Africa", in : *Gene regulation and AIDS, AIDS and human retroviruses*, p. 255-272.
- KANKI Phyllis et al., 1988. – "The biology of HIV-1 and HIV-2 in Africa", *AIDS and associated cancers in Africa*, Karger, p. 230-236.
- KANKI Phyllis et al., 1992. – "Prevalence and risk determinants of human immunodeficiency virus type 2 (HIV-2) and human immunodeficiency virus type 1 (HIV-1) in west african female prostitutes", *American Journal of Epidemiology*, The Johns Hopkins University School of Hygiene and Public Health, p. 895-907.
- KEOGH P. et ALLEN Susan, 1994. – "The social impact of HIV infection on women in Kigali, Rwanda : a prospective study", *Social Science and Medicine*, Pergamon Press, p. 1047-1053.
- KREISS Joan et al., 1989. – "Isolation of human immunodeficiency virus from genital ulcers in Nairobi prostitutes", *Journal of Infectious Diseases*.
- LALLEMANT Marc et LALLEMANT-LE COEUR Sophie, 1994. – "Perinatal transmission of HIV in Africa", in : ESSEX et al. (éds.), *AIDS in Africa*, p. 233-236. – Raven Press.
- LE GUENNO Bernard et BARABE P., 1991. – "HIV-2 and HIV-1 AIDS cases in Senegal: clinical patterns and immunological perturbations", *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, p. 421-427.
- MANN Jonathan et TARANTOLA Daniel, 1994. – "Le SIDA à l'aube du troisième millénaire", *Annales de l'Institut Pasteur*, Elsevier, Paris, p. 69-75.
- MANN Jonathan, TARANTOLA Daniel et NETTER Thomas (éds.), 1992. – *AIDS in the World*. – Cambridge, Harvard University Press, 1037 p.
- MAWHINNEY S., PAGANO Marcello et BELLOCO R., 1994. – AIDS incidence projections that incorporate changes in the latency distribution, in : KAPLAN Edward et BRADEAU Margaret (éds.), *Modeling the AIDS epidemic : planning, policy and prediction*, p. 275-285. – New York, Raven Press.
- MBOUP Souleymane, 1988. – "Human immunodeficiency viruses in west African regions", *AIDS and associated cancers in Africa*, p. 100-105.
- MBOUP Souleymane, 1994. – "HIVs and AIDS in West Africa", in : ESSEX et al. (éds.), *AIDS in Africa*, p. 613-649. – New York, Raven Press, 728 p.
- MENSAN L. – "Population, développement et sida. Il ne manquait plus que ça!", *Vie et Santé*, Dakar.
- Ministère de la santé publique et des affaires sociales. – *Plan stratégique national de lutte contre le sida en Côte d'Ivoire, 1994-1998*. – Comité national de lutte contre le sida, Bureau central de coordination, Dakar.
- MESLÉ France, 1991. – "La mortalité dans les pays d'Europe de l'Est", *Population*, vol. 46, n° 3, p. 599-650.

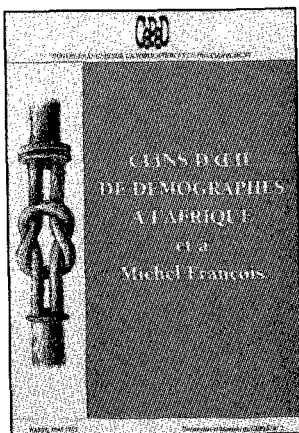
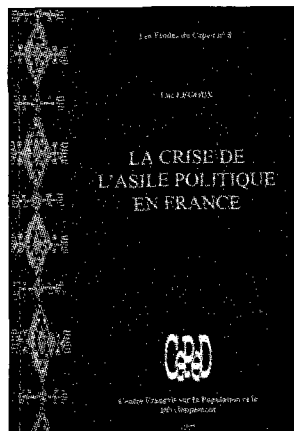
- MESLÉ France, SHKOLNIKOV Vladimir et VALLIN Jacques, 1992. – "Mortality by cause in the USSR in 1970-1987 : the reconstruction of time series", *Revue européenne de démographie*, n° 8, p. 281-308.
- MULDER D., 1994. – "Two Year HIV-1 associated mortality in a Ugandan rural population", *The Lancet*, avril, p. 1021-1023.
- NELSON Ann Marie et KALENGAYI M., 1994. – "The pathology of AIDS in Africa", in : ESSEX Myron *et al.* (éds.), *AIDS in Africa*, p. 283-324. – New York, Raven Press, 728 p.
- NICOLOSI A., 1994. – *HIV epidemiology, models and methods*. – New York, Raven Press, 367 p.
- OUANGO J.G., 1992. – "AIDS and traditions in Burkina Faso", *Santé Mentale au Québec*, p. 318-322.
- OUATTARA S.A. et MEITE M., 1990. – "Increase of the prevalence of hepatitis B virus surface antigen related to immunodeficiency inherent in acquired immune deficiency syndrome (AIDS)", *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, p. 282-286.
- PIOT Peter, GOEMAN Johan et LAGA Marie, 1994. – "The epidemiology of HIV and AIDS in Africa", in : ESSEX Myron *et al.* (éds.), *AIDS in Africa*, p. 157-172. – New York, Raven Press, 728 p.
- RYDER R. et MUGERWA R., 1994. – "The clinical definition and diagnosis of AIDS in african adults", in : ESSEX Myron *et al.* (éds.), *AIDS in Africa*, p. 269-282. – New York, Raven Press, 728 p.
- SENSION M. et QUINN Thomas, 1988. – "Measles in hospitalized african children with human immunodeficiency virus", *American Journal of Diseases of Children*, p. 1271-1272.
- SHKOLNIKOV Vladimir, MESLÉ France et VALLIN Jacques, 1995. – "La crise sanitaire en Russie. I-Tendances récentes de l'espérance de vie et des causes de décès de 1970 à 1993. II- Évolution des causes de décès : comparaison avec la France et l'Angleterre (1971-1993)", *Population*, vol. 50, n° 4/5. (À paraître).
- SICARD J.M. et KANNON S., 1992. – "The evaluation of sexual behavior and knowledge of AIDS in the schools of Burkina Faso", *Annales de la Société Belge de Médecine Tropicale*, p. 63-72.
- SORO Benoît N. et GERSHY-DAMET G.M., 1990. – "Seroprevalence of HIV infection in the general population of the Ivory Coast, West Africa", *Journal of Acquired Immune Deficiency Syndromes*, p. 1193-1196.
- SORO Benoît N. et GERSHY-DAMET G.M., 1992. – "The present and future course of the AIDS epidemic in Ivory Coast", *Bulletin of the World Health Organization*, p. 117-123.
- STANECKI Karen et WAY Peter, 1994. – *The Impact of HIV/AIDS on world population*. – U.S. Department of Commerce, Economics and Statistics Administration - Bureau of the Census, Technical report, 24 p.
- UNITED NATIONS, 1984. – *Manuel X. Techniques indirectes d'estimations démographiques*. – New York, Département des affaires économiques et sociales internationales, Étude démographique, n° 81, 324 p.
- VALLEROY Linda et HARRIS J., 1990. – "The Impact of HIV-1 infection on child survival in the developing world", *AIDS, Current Science*, p. 667-672.
- WALDRON Ingrid, 1993. – "Recent trends in sex mortality ratios for adults in developed countries", *Social Science and Medicine*, Pergamon Press, p. 451-462.
- WENDLER I. et SCHNEIDER J., 1986. – "Seroepidemiology of human immunodeficiency virus in Africa", *British Medical Journal*, p. 782-785.

- WORLD BANK, 1993. – *World development report. Investing in health.* – New York, Oxford University Press, 329 p.
- YELIBI S. et VALENTI P., 1993. – "Sociocultural aspects of AIDS in an urban peripheral area of Abidjan", *AIDS Care*, p. 187-197.
- ZANOU Benjamin, 1990. – *Pour une utilisation démographique de l'état civil en Afrique : le cas de la Côte d'Ivoire.* – Paris, Institut de Démographie de Paris, Université de Paris-I, Thèse de doctorat de troisième cycle de démographie, 348 p.

LES PUBLICATIONS DU CEPED

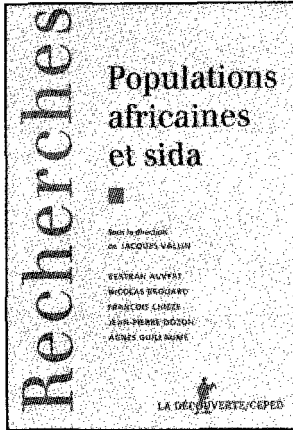
Collection Les Études du CEPED

- n° 10 : *Conséquences démographiques du sida en Abidjan : 1986-1992*, par Michel GARENNE *et al.* (1995), 198 p. (100 F)
- n° 9 : *La maternité chez les Bijago de Guinée-Bissau*, par Alexandra DE SOUSA et Dominique WALTISPERGER (collab.) (1995), 114 p. (100 F).
- n° 8 : *La crise de l'asile politique en France*, par Luc LEGOUX (1995), 344 p. (100 F).
- n° 7 : *L'entrée en vie féconde. Expression démographique des mutations socio-économiques d'un milieu rural sénégalais*, par Valérie DELAUNAY (1994), 326 p. (90 F).
- n° 6 : *La traite des esclaves au Gabon du XVIIe au XIXe siècle, essai de quantification pour le XVIIIe siècle*, par Nathalie PICARD-TORTORICI et Michel FRANÇOIS (1993), 156 p. (90 F).
- n° 5 : *Croissance urbaine, migrations et population au Bénin*, par Julien GUINGNIDO GAYE (1992), 114 p. (100 F).
- n° 4 : *Un siècle de démographie tamoule*, par Christophe GUILMOTO (1992), 175 p. (120 F).
- n° 3 : *Mobilité spatiale et mobilité professionnelle dans la région nord-andine de l'Équateur*, par Jean PAPAIL (1991), 87 p. (80 F).
- n° 2 : *Mortal, logiciel d'analyse de la mortalité*, par Jean-Michel COSTES et Dominique WALTISPERGER (1988), 99 p., plus disquette (150 F).
- n° 1 : *De l'homme au chiffre, réflexions sur l'observation démographique en Afrique*, par Louis LOHLÉ-TART et Rémy CLAIRIN (1988), 329 p. (150 F).



Collection Documents et Manuels du CEPED

- n° 3 : *Manuel de sondages. Application aux pays en développement*, par Philippe BRION et Rémy CLAIRIN (1995), à paraître.
- n° 2 : *Clins d'œil de démographes à l'Afrique et à Michel François*, Jacques VALLIN (éd.) (1995), 244 p. (80 F).
- n° 1 : *La démographie de 30 États d'Afrique et de l'Océan Indien*, CEPED (1994), 352 p. (90 F).

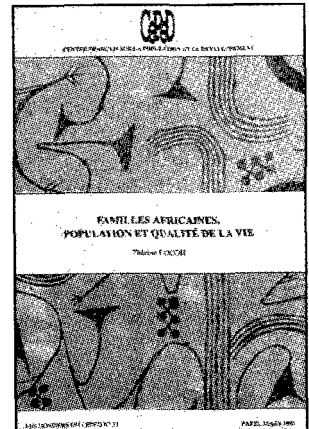


COÉDITIONS

- *Les familles dakaroises face à la crise*, par Philippe ANTOINE *et al.* (1995), CEPED/IFAN/ORSTOM, 212 p. (À paraître).
- *Populations africaines et Sida*, sous la direction de Jacques VALLIN (1994), CEPED-La Découverte, 218 p. (149 F).
- *Intégrer Population et Développement*, (1994) Académia-CEPED-CIDEP-l'Harmattan-UCL, 824 p. (270 F).
- *La population de l'Afrique. Manuel de démographie*, par Francis GENDREAU (1993), CEPED-Karthala, 463 p. (180 F).
- *Politiques de développement et croissance démographique rapide en Afrique*, par Jean Claude CHASTELAND, Jacques VÉRON et Magali BARBIERI (éds.) (1993), 314 p. (INED-CEPED-PUF) (180 F).
- *Migration, urbanisation et développement au Cameroun*, par Joseph-Pierre TIMNOU, (1993), Les cahiers de l'IFORD, n° 4, CEPED-IFORD, 115 p. (gratuit).
- *Migration, urbanisation et développement au Congo*, par Gabriel TATI (1993), Les cahiers de l'IFORD, n° 5, CEPED-IFORD, 94 p. (gratuit).
- *Condition de la femme et population : le cas de l'Afrique francophone*, édité par Thérèse LOCOH (1992), CEPED-FNUAP-ONU-URD, 116 p. (gratuit).
- *Comores, les enfants du volcan*. Le recensement général de la population des Comores en (Septembre 1991), film vidéo 30 minutes, AFEP-CEPED. (gratuit).
- *Le spectre de Malthus, déséquilibres alimentaires, déséquilibres démographiques*, édité par Francis GENDREAU (1991), CEPED-EDI-ORSTOM, 444 p. (230 F).

Collection Les Dossiers du CEPED (gratuit)

- n° 33 : *Pluralisme thérapeutique et stratégies de santé chez les Évhé du sud-est Togo*, par Nadia LOVELL, 20 p.
- n° 32 : *Peut-on échapper à la polygamie à Dakar ?*, par Philippe ANTOINE et Jeanne NANITELAMIO, 31 p.
- n° 31 : *Familles Africaines, population et qualité de la vie*, par Thérèse LOCOH (1995), 48 p.
- n° 30 : *La mortalité dans le monde : tendances et perspectives*, par France MESLÉ et Jacques VALLIN (1995), 25 p.
- n° 29 : *Planification sanitaire et ajustement structurel au Cameroun*, par Antoine KAMDOUM (1994), 40 p.
- n° 28 : *Migration et sida en Afrique de l'Ouest, un état des connaissances*, par Richard LALOU et Victor PICHÉ (1994), 52 p.
- n° 27 : *Éducation de la mère et soins aux enfants à Ouagadougou*, par Christine OUEDRAOGO (1994), 37 p.



- n° 26 : *Réflexions sur l'avenir de la population mondiale*, par Jacques VALLIN (1994), 24 p.
- n° 25 : *Facteurs de fécondité en milieu rural forestier ivoirien*, par KOFFI N'GUESSAN (1993), 40 p.
- n° 24 : *Les disparités régionales de la mortalité au Bénin*, par Martin LAOUROU (1993), 36 p.
- n° 23 : *Contribution à l'étude de l'évolution de la population de l'Afrique Occidentale Française 1904-1960*, par Raymond R. GERVAIS (1993), 50 p.
- n° 22 : *Solidarité dans la crise ou crise des solidarités familiales au Cameroun ?* par Parfait Martial ELOUNDOU-ENYEGUE (1992), 40 p. (épuisé).
- n° 21 : *La mortalité des enfants à Luanda*, par Maria Julia VAZ-GRAVE (1992), 39 p.
- n° 20 : *Mortalité maternelle : deux études communautaires en Guinée*, par Pierre CANTRELLE, Patrick THONNEAU et Boubacar TOURE (1992), 43 p.
- n° 19 : *Vingt ans de planification familiale en Afrique sub-saharienne*, par Thérèse LOCOH (1992), 27 p. (2ème tirage).
- n° 18 : *Les déterminants de la mortalité des enfants dans le tiers-monde*, par Magali BARBIERI (1991), 33 p. (épuisé).
- n° 17 : *La fécondité en Mauritanie*, par Keumaye IGNEGONGBA (1991), 39 p. (épuisé).
- n° 16 : *Dix problèmes de population en perspective - Hommage à Jean Bourgeois-Pichat et à Alfred Sauvy*, par Léon TABAH (1991), 31 p. (épuisé).
- n° 15 : *La mesure de l'infécondité et de la sous-fécondité*, par Evina AKAM (1990), 39 p. (épuisé).
- n° 14 : *Statut de la femme, structure familiale, fécondité : transitions dans le Golfe du Bénin*, par Laurent Mensan ASSOGBA (1988), 28 p. (épuisé).
- n° 13 : *Estimer la mortalité maternelle à l'aide de la méthode des sœurs*, par Véronique FILIPPI et Wendy GRAHAM (1990), 29 p. (épuisé).
- n° 12 : *La montée du célibat féminin dans les villes africaines. Trois cas : Pikine, Abidjan et Brazzaville*, par Philippe ANTOINE et Jeanne NANITELAMIO (1990), 27 p. (épuisé).
- n° 11 : *Deux études sur l'emploi dans le monde arabe*, par Jacques CHARMES (1990), 37 p. (épuisé).
- n° 10 : *Facteurs culturels et sociaux de la santé en Afrique de l'Ouest*, par Pierre CANTRELLE et Thérèse LOCOH (1990), 36 p. (épuisé).
- n° 9 : *Éléments du débat population - développement*, par Jacques VÉRON (1989), 48 p. (2ème tirage).
- n° 8 : *Transformations agraires et mobilités de la main d'oeuvre dans la région Nord Andine de l'Équateur*, par LE CHAU et Jean PAPAIL (1989), 18 p.
- n° 7 : *Prospective des déséquilibres mondiaux - démographie et santé*, par Pierre CANTRELLE et Francis GENDREAU (1989), 33 p. (épuisé).
- n° 6 : *Les politiques de population en matière de fécondité dans les pays francophones : l'exemple du Togo*, par Thérèse LOCOH (1989), 20 p. (épuisé).
- n° 5 : *Rétention de la population et développement en milieu rural : à l'écoute des paysans Mafa des Monts Mandara (Cameroun)*, par Patrick GUBRY (1988), 24 p. (épuisé).
- n° 4 : *État et besoins de la recherche démographique dans la perspective des recommandations de la conférence de Mexico et de ses réunions préparatoires*, par Jean-Claude CHASTELAND (1988), 23 p. (épuisé).
- n° 3 : *La fécondité en Afrique noire : un progrès rapide des connaissances mais un avenir encore difficile à discerner*, par Thérèse LOCOH (1988), 26 p. (épuisé).

- n° 2 : *Politiques africaines en matière de fécondité : de nouvelles tendances*, par Patrick GUBRY et Mpembele SALA DIAKANDA (1988), 50 p. (épuisé).
- n° 1 : *La connaissance des effectifs de population en Afrique : bilan et évaluation - Hommage à Rémy Clairin*, par Rémy CLAIRIN et Francis GENDREAU (1988), 35 p. (épuisé).

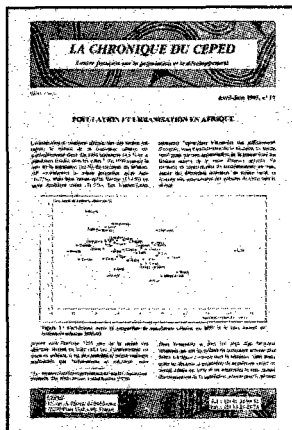
Collection Données de base sur la population (gratuit)
(dossiers réalisés par N. LOPEZ-ESCAVIN)

- | | | |
|----------------------------|-----------------------|-----------------------------|
| n° 1 : Cameroun | n° 12 : Djibouti | n° 23 : Comores |
| n° 2 : Madagascar | n° 13 : Mali | n° 24 : Niger |
| n° 3 : Gabon | n° 14 : Mauritanie | n° 25 : Guinée Bissau |
| n° 4 : Togo | n° 15 : Burundi | n° 26 : Seychelles |
| n° 5 : Tchad | n° 16 : Centrafrique | n° 27 : Cap Vert |
| n° 6 : Bénin | n° 17 : Angola | n° 28 : Sao Tome e Principe |
| n° 7 : Sénégal | n° 18 : Côte d'Ivoire | n° 29 : Mozambique |
| n° 8 : Congo | n° 19 : Zaïre | Nigéria |
| n° 9 : Rwanda | n° 20 : Guinée | Viet Nam |
| n° 10 : Guinée Équatoriale | n° 21 : Burkina Faso | |
| n° 11 : Gambie | n° 22 : Maurice | |

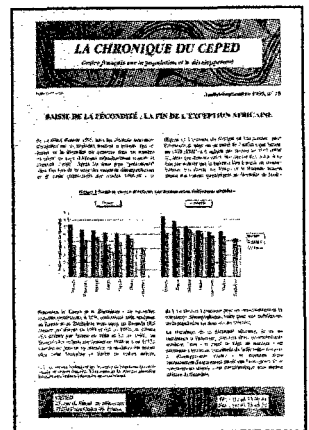
La Chronique du CEPEd, bulletin de liaison trimestriel (gratuit)
n° 1 (Printemps 1991) à n° 18 (Juillet-septembre 1995)



n° 16
Populations africaines et sida



n° 17
Population et urbanisation en Afrique



n° 18
Baisse de la fécondité : la fin de l'exception africaine

Michel Garenne

Statisticien-économiste (ENSAE), docteur en démographie, professeur associé au Centre d'études pour la population et le développement de l'École de santé publique de Harvard (Cambridge, États-Unis), directeur de recherche à l'ORSTOM en poste au CEPED.

Maria Madison

Doctorante en démographie au département de population et de santé internationale de l'École de santé publique de Harvard (Boston, États-Unis).

Daniel Tarantola

Docteur en médecine, épidémiologiste au Centre François-Xavier Bagnoud pour la santé et les droits de l'Homme de l'École de santé publique de Harvard (Cambridge, États-Unis).

Benjamin Zanou

Docteur en démographie, chef du bureau de la démographie, Institut national de la statistique (Abidjan, Côte d'Ivoire).

Joseph Aka

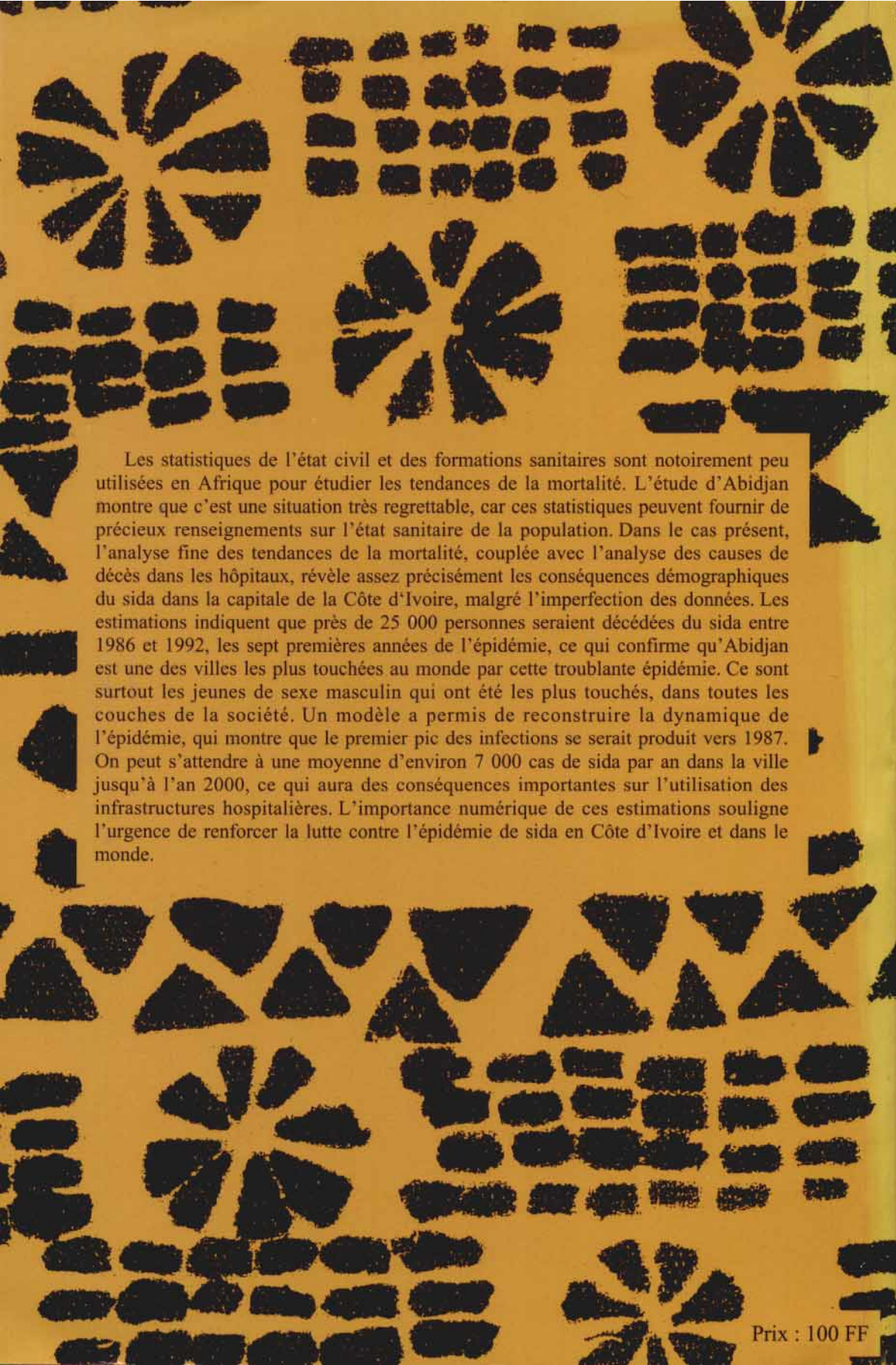
Docteur en médecine, épidémiologiste, assistant à la faculté de médecine (Abidjan, Côte d'Ivoire).

Raymond Dogoré

Docteur en médecine, épidémiologiste au département de l'Institut de santé publique (Abidjan, Côte d'Ivoire).

Reproduit par INSTAPRINT S.A.
1-2-3, levée de la Loire - LA RICHE - B.P. 5927 - 37059 TOURS Cedex
Tél. 47 38 16 04

Dépôt légal 3^{ème} trimestre 1995



Les statistiques de l'état civil et des formations sanitaires sont notoirement peu utilisées en Afrique pour étudier les tendances de la mortalité. L'étude d'Abidjan montre que c'est une situation très regrettable, car ces statistiques peuvent fournir de précieux renseignements sur l'état sanitaire de la population. Dans le cas présent, l'analyse fine des tendances de la mortalité, couplée avec l'analyse des causes de décès dans les hôpitaux, révèle assez précisément les conséquences démographiques du sida dans la capitale de la Côte d'Ivoire, malgré l'imperfection des données. Les estimations indiquent que près de 25 000 personnes seraient décédées du sida entre 1986 et 1992, les sept premières années de l'épidémie, ce qui confirme qu'Abidjan est une des villes les plus touchées au monde par cette troublante épidémie. Ce sont surtout les jeunes de sexe masculin qui ont été les plus touchés, dans toutes les couches de la société. Un modèle a permis de reconstruire la dynamique de l'épidémie, qui montre que le premier pic des infections se serait produit vers 1987. On peut s'attendre à une moyenne d'environ 7 000 cas de sida par an dans la ville jusqu'à l'an 2000, ce qui aura des conséquences importantes sur l'utilisation des infrastructures hospitalières. L'importance numérique de ces estimations souligne l'urgence de renforcer la lutte contre l'épidémie de sida en Côte d'Ivoire et dans le monde.