

ESTIMATION DU NIVEAU DE LA MORTALITE
INFANTILE A MADAGASCAR A PARTIR
DE DONNEES SUR LA SURVIE DES ENFANTS

par
Alain Marcoux
Expert Démographe

FONDS DES NATIONS UNIES POUR L'ENFANCE
Août 1986

1. LE PROBLEME

Le niveau de la mortalité infantile à Madagascar est mal connu. Les estimations publiées du taux de mortalité infantile, faute de pouvoir être basées sur des observations récentes, ont perdu toute relation avec la réalité. Ainsi, le taux publié par les Annuaires Démographiques des Nations Unies (67 pour mille dans la dernière édition consultée) est une extrapolation à la baisse du taux (92 pour mille) estimé en 1966 à partir d'une enquête démographique. Or il y a tout lieu de penser, premièrement, que l'estimation de 1966 péchait par défaut, et deuxièmement, que l'hypothèse d'une tendance à la baisse n'est pas fondée. Le fait de ne disposer que de références statistiques aussi imparfaites est fréquemment déploré par les professionnels de la santé publique.

Les essais déjà anciens de mesure directe du taux de mortalité infantile (TMI) ne sont pas satisfaisants. Ils sont basés sur des questions rétrospectives visant à énumérer les naissances et les décès des douze derniers mois, qu'il s'agisse de l'enquête démographique de 1966 ou de l'enquête post-censitaire de 1975. Les résultats obtenus ne sont pas convaincants, dans la mesure où le niveau de mortalité infantile qu'ils suggèrent est en contradiction avec les observations faites parallèlement sur le niveau général de la mortalité. Par exemple, une table de mortalité a été publiée à partir de l'enquête post-censitaire de 1975. Bien que cette table soit ajustée (en raison de l'imperfection des données), elle n'est guère satisfaisante. Les profils de mortalité y sont raisonnablement cohérents au-delà de 5 ans (surtout pour le sexe féminin), mais la mortalité avant 5 ans y paraît nettement sous-estimée, surtout la mortalité infantile: alors que les niveaux de mortalité juvénile et adulte correspondent à des espérances de vie de 40 à 45 ans, les quotients de mortalité infantile correspondent à des espérances de vie de 58 ans au moins. Or, l'idée d'une sous-mortalité infantile quelconque, et a fortiori aussi spectaculaire, est inacceptable pour tout observateur empirique des conditions de santé à Madagascar.

Des études localisées ont également été effectuées, à l'initiative de médecins. On trouve ainsi dans la littérature des estimations du TMI relatives à certaines villes, compilées à partir des relevés des Bureaux Municipaux d'Hygiène. Par exemple, s'agissant de Tananarive, le TMI a été estimé à 58,2 pour mille en 1976 (1) et à 59,1 pour mille en 1977 (2). Mais pour ces mêmes années, les mêmes sources indiquent un niveau général de mortalité (taux brut de mortalité ou TBM) de 8,9 et de 10,1 pour mille respectivement. Or, tout indique que le TBM était nettement supérieur aux valeurs ci-dessus à cette époque, et donc, que l'enregistrement des décès était loin d'être complet; comme les déclarations de décès d'enfants en bas âge sont les plus fréquemment omises, il est probable (même en

tenant compte du sous-enregistrement des naissances, d'ailleurs moins marqué que celui des décès) que le niveau réel du TMI était nettement supérieur aux chiffres indiqués plus haut. Des estimations concernant d'autres villes sont également publiées (3) mais présentent pour l'essentiel les mêmes problèmes liés à la non-exhaustivité de l'enregistrement des événements.

En présence d'une telle situation, il n'est d'autre possibilité que de recourir aux méthodes d'estimation indirecte mises au point par les démographes depuis une vingtaine d'années. Ces méthodes utilisent des données, recueillies par enquête ou recensement auprès des femmes en âge de procréer, portant sur le nombre respectif d'enfants nés vivants et d'enfants encore en vie de ces femmes. C'est ce que nous avons fait ici.

2. DONNEES UTILISEES

Une Enquête Socio-Démographique (ESD) a été effectuée en août 1984 dans le cadre d'un projet FNUAP/UNESCO, avec l'objectif de recueillir des données sur les caractéristiques démographiques de la population malgache ainsi que sur les attitudes concernant l'évolution de la population au niveau des villages et du pays. Dans ce cadre, des données ont été recueillies sur les enfants nés vivants et encore en vie. Nous avons eu accès à ces données en février 1986, et nous en étions servi pour estimer le niveau général de la mortalité (4). Nous en proposons ci-dessous une analyse approfondie, centrée sur l'estimation de la mortalité infantile.

Les données se présentent sous forme d'un tableau fournissant les effectifs d'enfants nés vivants (ENV) et d'enfants survivants (ES), par sexe, classés par âge et niveau d'instruction de la mère, par faritany et milieu (grands centres urbains, centres urbains secondaires, milieu rural). Il s'agit donc d'une présentation très désagrégée, ce qui nous a permis un contrôle détaillé des données. Un autre tableau fournit les effectifs des femmes enquêtées par âge, par faritany et milieu.

3. METHODE

La méthode d'analyse utilisée est celle de Brass, telle que modifiée par Trussell et Sullivan. L'exécution des calculs complexes que requiert cette méthode est aujourd'hui facilitée par l'emploi de logiciels pour micro-ordinateurs. Nous avons utilisé un de ces logiciels, "AFEMOPC" (5).

La méthode consiste à estimer les quotients de survie à 1 an, 2 ans, 3 ans, 5 ans, 10 ans, 15 ans et 20 ans, à partir des proportions de survivants observées parmi les enfants des femmes âgées respectivement de 15-19 ans, 20-24 ans, 25-29 ans, 30-34 ans, 35-39 ans, 40-44 ans et 45-49 ans. Les fonctions d'estimation tiennent compte du calendrier de la fécondité dans la population concernée, tel qu'indiqué par la progression de la parité moyenne dans le groupe des femmes enquêtées. Ces fonctions sont basées sur l'analyse de quelques types standard de mortalité, et diffèrent selon le standard adopté. Il est par conséquent nécessaire de procéder à des essais pour déterminer à quel type s'apparente le mieux la table de mortalité de la population considérée.

Dans le cas présent, nous avons soumis les données agrégées au niveau national - mais séparément pour le milieu urbain et le milieu rural - à un essai avec chacune des quatre tables-types de Princeton (6). Ce test a clairement montré que l'ajustement le meilleur dans le cas de Madagascar s'obtient avec la famille des tables "Est" (voir Annexe B). Incidemment, il s'agit d'un résultat intéressant, qui indique un profil de mortalité assez particulier; en fait, les tables "Est" sont d'un emploi plutôt rare et ce choix ne s'imposait nullement a priori.

Nous avons alors effectué l'estimation des quotients de survie par sexe, par faritany et par milieu, à l'aide des tables-types choisies.

La réalisation de l'estimation requérait par ailleurs une pondération de l'échantillon, de manière à obtenir une estimation statistiquement valable au niveau national. En effet, les effectifs de femmes enquêtées ne sont pas distribués entre faritany et milieux comme la population dans son ensemble. Dans un premier temps, nous avons regroupé les données relatives aux deux "sous-milieux" urbains (grands centres urbains ou GCU et centres urbains secondaires ou CUS), de manière à agréger des effectifs parfois peu nombreux et à obtenir des estimations plus solides pour l'ensemble du milieu urbain. Il ne se justifiait d'ailleurs guère de maintenir une présentation séparée pour ces deux sous-ensembles qui ne représentent au total que 20 pour cent environ de la population. Dans un second temps, nous avons extrapolé les données des douze sous-échantillons (6 faritany x 2 milieux) de manière à obtenir un échantillon géographiquement représentatif de 100 000 femmes. L'Annexe A fournit les éléments chiffrés relatifs à ces opérations de pondération.

4. RESULTATS

Nous présenterons d'abord les résultats obtenus au niveau national, avant de donner des indications sur les résultats par fanitany.

A. Resultats au niveau national

Une première façon d'utiliser les résultats des calculs est de considérer l'estimation des quotients de mortalité de 0 à 1 an (q1) faite à partir de la survie des enfants des mères de 15-19 ans. Cette approche fournit les résultats rassemblés au Tableau 1, qui estiment le niveau de la mortalité infantile vers 1983.

Tableau 1. Estimation du quotient de mortalité de 0 à 1 an, par sexe et par milieu, vers 1983, à partir de la survie des enfants des mères de 15 à 19 ans

	Sexe masculin	Sexe féminin	Ensemble
MADAGASCAR ... Urbain	127,5	98,2	117,9
Rural	143,3	113,5	135,4
Ensemble	141,1	111,1	133,1

Il est toutefois déconseillé d'utiliser cette estimation seule, car le groupe d'enfants considéré comprend une forte proportion de premières naissances, qui sont plus exposées que la moyenne à la mortalité infantile. L'indicateur ci-dessus est donc sujet à un biais qui peut porter à surestimer la mortalité infantile. L'effet de ce biais n'est peut-être pas très fort à Madagascar, où un nombre non négligeable de premières naissances se produisent avant le quinzième anniversaire de la mère; en outre, rien n'empêche que ce biais éventuel soit compensé par des omissions d'enfants décédés, auquel cas l'estimation pourrait être correcte. Néanmoins nous avons eu également recours à une seconde approche, qui est plus solide.

Cette seconde approche consiste à baser l'estimation sur les données obtenues auprès des femmes âgées de 20 à 34 ans, c'est-à-dire d'un groupe où, d'une part, le biais mentionné plus haut

n'existe pas, et d'autre part, le risque d'omission d'enfants (qui produirait un biais de sens opposé) est en principe minime. Ces trois groupes, nous l'avons vu, fournissent des estimations des quotients de survie à 2, 3 et 5 ans (q2, q3 et q5). On repère alors à quel niveau de mortalité générale correspond chacun de ces quotients dans le modèle de mortalité choisi, et on lit le quotient de mortalité infantile qui correspond à ce niveau. L'estimation finale est fournie par la moyenne des trois quotients ainsi repérés. Le Tableau 2 présente les résultats obtenus, qui estiment le niveau moyen de la mortalité infantile dans la période 1979-1982.

Tableau 2. Estimation du quotient de mortalité infantile, par sexe et par milieu, vers 1979-1982, à partir de la survie des enfants des mères de 20 à 34 ans

	Sexe masculin	Sexe féminin	Ensemble
MADAGASCAR ... Urbain	120,6	92,8	113,5
Rural	134,4	106,8	127,7
Ensemble	132,3	104,7	125,6

Cette estimation est en principe exempte de biais systématique. Elle pourrait toutefois être affectée par de simples erreurs d'observation, en l'espèce, des omissions d'enfants morts en bas âge, auquel cas la mortalité serait ici sous-estimée. Ce danger ne paraît pas très grand dans le cas présent, puisque l'estimation précédente, qui devrait être un maximum, est très proche de celle-ci. Retenons pour l'instant la "fourchette" de 126 à 133 pour mille comme estimation provisoire du quotient de mortalité infantile. Nous tirerons des conclusions plus circonstanciées de ces résultats dans la section 5 du présent rapport, après avoir examiné les résultats par faritany.

B. Résultats au niveau des faritany

Le Tableau 3 présente, à titre indicatif, les estimations des quotients de mortalité infantile (q1) par faritany et par milieu, obtenus par la seconde méthode décrite ci-dessus, c'est-à-dire cohérents avec les résultats du Tableau 2. Ces estimations sont intéressantes à deux titres.

- En principe, elles nous fournissent des indications sur les différences géographiques de mortalité; il convient toutefois d'être prudent à ce propos, car les écarts de mortalité constatés peuvent facilement être dus en partie à des différences de qualité dans la collecte des données: c'est l'objet du point suivant.

- Elles nous fournissent des indications sur la qualité des données utilisées, à travers des considérations de cohérence. Ces indications permettent, d'une part, de repérer les jeux de données qui pourraient présenter des défauts, d'autre part, d'estimer les marges possibles de surestimation ou de sous-estimation par faritany et milieu et d'indiquer dans quelle mesure, celles-ci affectent l'estimation nationale.

Ici, dans tous les faritany, les résultats montrent une mortalité infantile plus forte pour le sexe masculin que pour le sexe féminin. La cohérence sur ce point est complète. On constate aussi une mortalité infantile plus forte pour le milieu rural que pour le milieu urbain, avec une exception: le faritany d'Antananarivo; il se pourrait que la mortalité soit sous-estimée pour le milieu rural du faritany en question, mais les données ne présentent aucun défaut systématique qui permette d'appuyer cette hypothèse sur des éléments chiffrés (comme c'est le cas lorsque les omissions portent de façon prédominante sur les enfants d'un sexe donné).

Une autre sorte de considérations doit être faite sur les chiffres relatifs au faritany d'Antsiranana. On ne peut manquer d'être étonné par la relative faiblesse des taux estimés pour cette région (apparemment, les plus faibles du pays). Dans ce cas, l'examen des données révèle que les nombres moyens d'enfants nés vivants par femme sont nettement inférieurs aux moyennes nationales par milieu dans ce faritany (moins 10 pour cent en milieu urbain et moins 17 pour cent en milieu rural); il semble, vu la concomitance de ces deux observations, que les oublis d'enfants nés vivants puis décédés aient une certaine importance ici. Nous avons essayé de remédier en partie à ce défaut probable avant de procéder à l'analyse, en ajustant les nombres d'enfants nés vivants de manière à combler la moitié des écarts apparents de fécondité. Il s'agit d'ailleurs d'une mesure plutôt conservatrice: selon notre jugement, les taux de mortalité relatifs au faritany d'Antsiranana rapportés dans le Tableau 3 pourraient bien être sous-estimés de dix points environ. Cela impliquerait que la moyenne nationale est sous-estimée d'un point au moins en raison de ce seul facteur.

Une autre façon de détecter d'éventuelles omissions d'enfants est de considérer les rapports de masculinité: lorsque ceux-ci s'écartent nettement des valeurs normales, il y a lieu de soupçonner des omissions d'enfants (le plus souvent décédés) du sexe apparemment "déficientaire". Dans le cas présent, nous

estimons vraisemblable que des naissances féminines suivies de décès aient été omises à Mahajanga rural et à Toamasina urbain et rural, exagérant ainsi les différences de mortalité par sexe et causant une sous-estimation des quotients d'ensemble de 5 points environ à Mahajanga rural et de 4 et 3 points respectivement à Toamasina rural.

Tableau 3. Quotients de mortalité infantile par sexe estimés, par faritany et par milieu

		Sexe Masculin	Sexe Feminin	Ensemble
ANTANANARIVO :	URBAIN	115,8	93,0	111,2
	RURAL	104,3	87,6	102,7
ANTSIKANANA :	URBAIN	109,3	87,2	105,0
	RURAL	135,8	105,1	127,5
FIANARANTSOA :	URBAIN	121,1	87,1	110,7
	RURAL	137,6	113,0	132,5
MAHAJANGA :	URBAIN	130,8	96,0	120,2
	RURAL	148,0	125,7	144,5
TOAMASINA :	URBAIN	131,1	89,8	117,7
	RURAL	144,9	113,3	136,6
TOLIARY :	URBAIN	131,2	105,4	125,4
	RURAL	159,3	107,1	141,3

5. CONCLUSIONS

Au total, les facteurs de sous-estimation détectés à l'analyse des résultats par faritany doivent nous amener à réévaluer de 3 points et demi environ l'estimation du quotient national proposée au Tableau 2: au lieu de 125 et demi, nous avons alors 129 pour mille. D'autre part, notre estimation maximale (Tableau 1) est de 133 pour mille. Compte tenu de l'apparente stabilité de la mortalité infantile dans la période couverte par nos estimations (soit 1979-1983) il semble donc légitime de conclure que pour la période en question, le quotient de mortalité infantile pour l'ensemble du pays peut être estimé à 130 décès pour mille naissances vivantes.

ANNEXE A

PONDERATION DE L'ECHANTILLON

L'échantillon des femmes enquêtées en 1984 était réparti par faritany et milieu de la manière indiquée par le Tableau A-1.

Tableau A-1. Effectifs des femmes de 15 à 49 ans enquêtées par faritany et milieu, et répartition en pourcentage du total

	EFFECTIF	POURCENTAGE
ANTANANARIVO :		
G.C.U.	18 457	30,84
C.U.S.	1 151	1,92
RURAL	5 268	8,80
TOTAL	24 876	41,57
ANTSIRANANA :		
G.C.U.	4 244	7,09
C.U.S.	1 114	1,86
RURAL	1 518	2,54
TOTAL	6 876	11,49
FIANARANTSOA :		
G.C.U.	1 069	1,79
C.U.S.	3 715	6,21
RURAL	6 314	10,55
TOTAL	11 098	18,55
MAHAJANGA :		
G.C.U.	1 753	2,93
C.U.S.	1 073	1,79
RURAL	2 071	3,46
TOTAL	4 897	8,18
TOAMASINA :		
G.C.U.	559	0,93
C.U.S.	2 060	3,44
RURAL	2 570	4,29
TOTAL	5 189	8,67
TOLIARY :		
G.C.U.	2 885	4,82
C.U.S.	1 329	2,22
RURAL	2 688	4,49
TOTAL	6 902	11,53
MADAGASCAR :	59 838	100,00

Ainsi réparti, l'échantillon ne reflète pas la distribution géographique de la population telle qu'on peut l'estimer à l'époque de l'enquête. Il sur-représente nettement le milieu urbain (66 pour cent de l'échantillon contre 20 pour cent environ de la population). A l'intérieur du milieu urbain, il sur-représente les grands centres urbains au détriment des centres urbains secondaires. Au niveau des faritany, il sur-représente Antananarivo (42 pour cent de l'échantillon contre 30 pour cent environ de la population) et Antsiranana, et sous-représente les autres.

Nous voulions extrapoler cet échantillon de manière à obtenir automatiquement des estimations pondérées pour l'ensemble du pays (les justes poids étant attribués à chaque faritany et à chaque milieu) et éventuellement pour chaque faritany (les justes poids étant alors attribués aux milieux urbain et rural) - bien que nous n'ayons pas présenté ici de résultats de ce dernier type. Pour réaliser cette extrapolation, nous nous sommes basé sur des projections de population urbaine que nous avons établies précédemment (4). La proportion globale de population urbaine, qui était de 16,3 pour cent au recensement de 1975, est projetée à raison d'un différentiel entre taux d'accroissement urbain et rural de 2 pour cent; la nouvelle proportion de population urbaine s'établit alors à 19,2 pour cent en 1985. On répartit ensuite la population rurale entre faritany comme elle l'était en 1975. On opère de même avec la population urbaine. Enfin, on répartit la population urbaine de chaque faritany entre GCU et CUS comme elle l'était en 1975.

Cette procédure nous fournit des coefficients de pondération raisonnables, et certainement suffisants pour estimer au niveau national (y compris national urbain et national rural) des indices qui sont les moyennes pondérées des valeurs estimées au niveau des faritany. Les coefficients sont estimés pour 1985, alors que l'enquête a été exécutée en 1984 (et que les estimations se réfèrent, selon les cas, à des dates comprises entre 1979 et 1983). Cette différence est sans effet significatif car, d'une part l'évolution de la répartition de la population paraît plutôt lente, et d'autre part, si le transfert de populations du rural vers l'urbain est plus rapide que nous ne l'avons estimé (c'est-à-dire si le différentiel des taux d'accroissement est de plus de 2 pour cent), les proportions de population urbaine et rurale que nous avons estimées pour 1985 auront été atteintes un peu avant cette date, soit précisément à l'époque intéressée par l'enquête. Nous ne pourrions bâtir un "meilleur" jeu de coefficients qu'en faisant des hypothèses sur les différences de rythme d'accroissement d'un faritany à l'autre au sein de la population urbaine et de la population rurale. Rien ne permet de fonder rationnellement de telles hypothèses, si bien que tout essai en ce sens pourrait aussi bien diminuer la qualité de l'estimation finale que l'augmenter.

Le Tableau A-2 fournit la répartition géographique de l'échantillon extrapolé (à un effectif de 100 000 femmes) et pondéré.

Tableau A-2. Répartition géographique de l'échantillon extrapolé

		Effectifs
ANTANANARIVO :	URBAIN	8 807
	RURAL	20 309
	TOTAL	29. 116
ANTSIRANANA :	URBAIN	2 050
	RURAL	5 912
	TOTAL	7 962
FIANARANTSOA :	URBAIN	2 846
	RURAL	20 573
	TOTAL	23 419
MAHAJANGA :	URBAIN	1 912
	RURAL	8 838
	TOTAL	10 750
TOAMASINA :	URBAIN	2 149
	RURAL	13 212
	TOTAL	15 361
TOLIARY :	URBAIN	1 458
	RURAL	11 934
	TOTAL	13 392
MADAGASCAR :	URBAIN	19 222
	RURAL	80 778
	TOTAL	100 000

Les données relatives à chaque sous-échantillon (c'est-à-dire les effectifs d'enfants nés vivants et d'enfants encore en vie, classés par groupe d'âges des femmes) ont été multipliées par le quotient de l'effectif extrapolé par l'effectif enquêté pour le faritany et le milieu considérés. (Rappelons que les données relatives au milieu urbain regroupé avaient été établies auparavant par pondération des GCU et des CUS à l'intérieur de chaque faritany.)

ANNEXE B

DETERMINATION DU MODELE DE MORTALITE

Diverses tables-types sont utilisables pour estimer les paramètres de mortalité lorsqu'on travaille avec les méthodes indirectes d'estimation. Nous avons testé dans le cas présent les quatre modèles (Nord, Sud, Est et Ouest) de Coale et Demeny, qui sont ceux pour lesquels ont été définies les équations de la procédure de Brass/Trussell/Sullivan. Indiquons d'ailleurs que nous avons eu, lors d'un travail précédent, l'occasion de constater que la principale alternative aux traditionnelles tables de Princeton, à savoir la table "Standard African" de Brass, convient mal à l'estimation de la mortalité à Madagascar.

Le Tableau B-1 fournit, pour le milieu urbain et le milieu rural séparément, les séries des niveaux généraux de mortalité correspondant aux quotients de survie estimés à 1, 2, 3, 5, 10, 15 et 20 ans, à partir des tables Nord, Sud, Est et Ouest. Pour déterminer objectivement quelles tables offraient la meilleure adéquation aux données malgaches, nous avons calculé l'écart-type de chaque série, ainsi que son coefficient de variation (c'est-à-dire le rapport de l'écart-type à la moyenne de la série).

Tableau B-1. Madagascar urbain et rural: niveaux de mortalité correspondant aux quotients q_1 , q_2 , q_3 , q_5 , q_{10} , q_{15} et q_{20} estimés avec les quatre tables-type; moyenne, écart-type et coefficient de variation de chaque série

		MILIEU URBAIN				MILIEU RURAL			
		NORD	SUD	EST	OUEST	NORD	SUD	EST	OUEST
Niveaux de mortalité estimés d'après les quotients de survie aux âges:	1	14,18	17,51	15,71	14,47	12,82	15,88	14,58	13,26
	2	13,76	15,78	15,33	13,94	13,66	15,65	15,13	13,78
	3	15,15	16,98	16,30	15,10	14,07	15,72	15,21	13,96
	5	15,48	17,08	16,37	15,27	13,96	15,34	14,86	13,72
	10	15,98	17,34	16,63	15,68	14,29	15,41	14,93	13,91
	15	15,90	17,03	16,34	15,46	13,96	14,84	14,41	13,49
	20	16,12	16,94	16,28	15,54	14,90	15,58	15,05	14,29
Moyenne.....		15,22	16,95	16,14	15,07	13,95	15,49	14,88	13,77
Ecart-type.....		0,856	0,515	0,417	0,588	0,585	0,314	0,271	0,309
Coef. de var. ...		0,056	0,030	0,026	0,039	0,042	0,020	0,018	0,022

Le meilleur ajustement est obtenu avec les tables Est, ne serait-ce qu'à en juger par la comparaison des écarts-types, qui sont les plus faibles pour le milieu urbain comme pour le milieu rural avec ces tables. Nous avons également calculé le coefficient de variation de chaque série, car toutes choses égales d'ailleurs la valeur d'un écart-type est influencée par l'ordre de grandeur des éléments de la série. Ce calcul ne fait que confirmer le précédent. En fait, les coefficients de variation des estimations obtenues avec les tables Est sont remarquablement faibles (moins de 3 pour cent pour le milieu urbain et moins de 2 pour cent pour le milieu rural).

REFERENCES

- (1) Randrianarivo et Rakotomanga: "Mortalité foeto-infantile de la ville de Tananarive: Aspects de santé publique", mars 1978.
- (2) Ramiandrisoa H.-J.: "Contribution à l'étude de l'aspect épidémiologique de la mortalité foeto-infantile dans la ville d'Antananarivo", avril 1981.
- (3) Ramakavelo M. et Randriaharimina D.: "Aspects de la mortalité dans quelques villes de Madagascar", Ministère de la Santé, 1983.
- (4) "Population trends and some socio-economic implications in Madagascar", rapport à la Banque Mondiale (mission de revue sectorielle en population, santé et nutrition), mars 1986.
- (5) "AFEMOPC" est une adaptation pour micro-ordinateur du logiciel "AFEMO" créé pour la National Academy of Science par Marie Zlotnik. L'adaptation est due à Ken Hill. Le logiciel nous a été aimablement communiqué par Althea Hill de la Division de la Population, de la Santé et de la Nutrition de la Banque Mondiale.
- (6) Coale, A. et Demeny, P.: "Regional Model Life Tables and Stable Populations". Princeton, Princeton University Press, 1966 (et rééditions).