



# Scientific Reports

NUMBER 82    JUNE 1985

J.A. ROUSSEAU

## **La mortalité infantile et juvénile en Haïti**

INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE  
Permanent Office. Director: E. Lunenberg

Mailing Address:  
428 Prinses Beatrixlaan, PO Box 950  
2270 AZ Voorburg  
Netherlands

WORLD FERTILITY SURVEY  
Project Director: Halvor Gille

The World Fertility Survey is an international research programme whose purpose is to assess the current state of human fertility throughout the world. This is being done principally through promoting and supporting nationally representative, internationally comparable, and scientifically designed and conducted sample surveys of fertility behaviour in as many countries as possible.

The WFS is being undertaken, with the collaboration of the United Nations, by the International Statistical Institute in cooperation with the International Union for the Scientific Study of Population. Financial support is provided principally by the United Nations Fund for Population Activities and the United States Agency for International Development.

This publication is part of the WFS Publications Programme which includes the WFS Basic Documentation, Occasional Papers and auxiliary publications. For further information on the WFS, write to the Information Office, International Statistical Institute, 428 Prinses Beatrixlaan, Voorburg, The Hague, Netherlands.

L'Enquête Mondiale sur la Fécondité (EMF) est un programme international de recherche dont le but est d'évaluer l'état actuel de la fécondité humaine dans le monde. Afin d'atteindre cet objectif, des enquêtes par sondage sur la fécondité sont mises en oeuvre et financées dans le plus grand nombre de pays possible. Ces études, élaborées et réalisées de façon scientifique, fournissent des données représentatives au niveau national et comparables au niveau international. L'Institut International de Statistique avec l'appui des Nations Unies, a été chargé de la réalisation de ce projet en collaboration avec l'Union Internationale pour l'Etude Scientifique de la Population. Le financement est principalement assuré par le Fonds des Nations Unies pour les Activités en matière de Population et l'Agence pour le Développement International des Etats-Unis.

Cette publication fait partie du programme de publications de l'EMF, qui comprend la Documentation de base, les Documents Non-Périodiques et des publications auxiliaires. Pour tout renseignement complémentaire, s'adresser au Bureau d'Information, Institut International de Statistique, 428 Prinses Beatrixlaan, Voorburg, La Haye, Pays-Bas.

La Encuesta Mundial de Fecundidad (EMF) es un programa internacional de investigación cuyo propósito es determinar el estado actual de la fecundidad humana en el mundo. Para lograr este objetivo, se están promoviendo y financiando encuestas de fecundidad por muestreo en el mayor número posible de países. Estas encuestas son diseñadas y realizadas científicamente, nacionalmente representativas y comparables a nivel internacional.

El proyecto está a cargo del Instituto Internacional de Estadística en cooperación con la Unión Internacional para el Estudio Científico de la Población y con la colaboración de las Naciones Unidas. Es financiado principalmente por el Fondo de las Naciones Unidas para Actividades de Población y por la Agencia para el Desarrollo Internacional de los Estados Unidos.

Esta publicación ha sido editada por el Programa de Publicaciones de la EMF, el que incluye Documentación Básica, Publicaciones Ocasionales y publicaciones auxiliares. Puede obtenerse mayor información sobre la EMF escribiendo a la Oficina de Información, Instituto Internacional de Estadística, 428 Prinses Beatrixlaan, Voorburg-La Haya, Países Bajos.

# Scientific Reports

## La mortalité infantile et juvénile en Haïti

J.A. ROUSSEAU

# Acknowledgement

The author and publishers gratefully acknowledge the assistance of M. Yves Charbit, Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, in the preparation of this report.

The recommended citation for this publication is:

Rousseau, J. A. (1985). La mortalité infantile et juvénile en Haïti. *WFS Scientific Reports* no 82. Voorburg, Netherlands: International Statistical Institute.

# Table des matières

1	INTRODUCTION	5
1.1	Méthodologie	5
1.2	Evaluation des données de base	5
1.3	Conclusion	6
2	MESURE DIRECTE DE LA MORTALITÉ À PARTIR DES DONNÉES DE L'EHF (1977)	8
2.1	Le niveau de la mortalité	8
2.2	Facteurs socio-économiques	8
2.3	Facteurs démographiques	12
2.4	Conclusion	13
3	ESTIMATION INDIRECTE DE LA MORTALITÉ INFANTILE ET JUVÉNILE	14
3.1	Présentation des méthodes de Brass, de Sullivan et de Feeney	14
3.2	Application des méthodes de Brass, de Sullivan et de Feeney	15
3.3	Conclusion	18
4	COMPARAISON ENTRE LES MESURES DIRECTES DE L'EN- QUÊTE ET LES TECHNIQUES D'ESTIMATION INDIRECTE	19
4.1	Niveaux récents de la mortalité infantile et juvénile	19
4.2	Tendances de la mortalité infantile selon le lieu de résidence	19
4.3	Conclusion	20
5	CONCLUSION GÉNÉRALE	22
	BIBLIOGRAPHIE	23
	TABLEAUX	
1	Quotients de mortalité néo-natale, post-néonatale, infantile et juvénile au cours des dix dernières années avant la date de l'enquête : ensemble du pays	8
2	Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le lieu de résidence	9
3	Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post- néonatale) par période et selon le lieu de résidence	9
4	Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le niveau d'instruction de la mère	10
5	Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le niveau d'instruction du père	11
6	Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon l'alphabétisation du couple	11
7	Quotients de mortalité infantile et juvénile selon l'occupation du mari : dix dernières années avant l'enquête	11
8	Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post- néonatale) et juvénile selon l'âge de la mère à la naissance de l'enfant : dix dernières années avant l'enquête	12
		3

9	Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post-néonatale) et juvénile selon le rang de naissance : dix dernières années avant l'enquête	13
10	Quotients de mortalité infantile et juvénile par sexe : dix dernières années avant l'enquête	13
11	Différence de mortalité par sexe entre 0 et 1 an et de 2 à 5 ans pour Haïti, République Dominicaine, Trinidad et Tobago, et Colombie	13
12	Proportion d'enfants décédés par âge de la mère et selon le lieu de résidence	16
13	Estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile par âge de la mère selon la méthode de Brass : ensemble du pays	16
14	Ajustement des quotients de mortalité au moyen du système logit de Brass	16
15	Estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile : méthode de Sullivan	16
16	Calcul de la parité moyenne des femmes âgées de 15-19 ans jusqu'à 30-34 ans	17
17	Données permettant d'estimer l'âge moyen à la maternité à partir des relations entre les parités moyennes des groupes d'âges quinquennaux successifs	17
18	Equations de régression permettant d'estimer indirectement la tendance de la mortalité infantile : méthode de Feeney	17
19	Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : ensemble du pays	17
20	Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : Port-au-Prince	18
21	Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : milieu rural	18
22	Quotients de mortalité infantile et juvénile estimés indirectement à partir des méthodes de Brass, de Sullivan et de Feeney : ensemble du pays	18
23	Niveaux récents de la mortalité infantile et juvénile selon les méthodes de Brass et de Sullivan et les mesures directes de l'enquête : ensemble du pays	19
24	Quotients de la mortalité infantile et juvénile par lieu de résidence selon les données directes de l'enquête et les estimations indirectes : Port-au-Prince, milieu rural	19

#### GRAPHIQUES

1	Quotients annuels de mortalité infantile et juvénile	6
2	Quotients de mortalité infantile et juvénile selon l'année (moyenne mobile sur trois ans)	7
3	Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : ensemble du pays	20
4	Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : Port-au-Prince	20
5	Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : milieu rural	21

# 1 Introduction

L'Enquête Haïtienne sur la Fécondité, réalisée de juillet à décembre 1977 dans le cadre du programme de l'Enquête Mondiale sur la Fécondité, a permis de diminuer la carence d'informations qui existait en Haïti sur la mortalité infantile et juvénile. Celle-ci, en dépit de l'importance que représente sa connaissance dans le domaine démographique et dans celui de la planification socio-économique, était demeurée longtemps inconnue.<sup>1</sup> Il a fallu attendre la première série des résultats de l'EHF (1977), publiée dans le rapport national (IHSI/EMF 1981) pour se faire une idée du niveau de la mortalité infantile et juvénile en Haïti qui est très élevé, particulièrement dans la zone métropolitaine de Port-au-Prince.

Toutefois, si les spécialistes intéressés accueillent sans réserve le résultat obtenu pour l'ensemble du pays, ils se montraient perplexes quant à la surmortalité infantile enregistrée à Port-au-Prince par rapport au milieu rural. Au cours du séminaire national<sup>2</sup> sur les résultats de l'Enquête, ils se sont surtout préoccupés d'apporter des explications à ce paradoxe en l'attribuant notamment aux conditions de l'immigration à Port-au-Prince, à l'insalubrité du milieu, à la durée de l'allaitement au sein, etc. Néanmoins ces considérations étaient purement hypothétiques puisqu'elles n'étaient pas illustrées par des données chiffrées ; d'où la recommandation de mener dans un avenir proche une enquête approfondie sur la mortalité infantile en liaison avec les facteurs socio-économiques.

La présente étude s'inscrit dans ce contexte. Elle vise deux objectifs :

- a) Approfondir l'analyse des données sur la mortalité déjà commencée dans le rapport national de l'EHF, et du même coup, vérifier au moyen d'autres techniques (notamment indirectes) les niveaux déjà mesurés dans ce rapport.
- b) Contribuer à mieux orienter et mieux définir les travaux futurs en matière de mortalité, et notamment l'enquête préconisée lors du séminaire.

## 1.1 MÉTHODOLOGIE

Pour répondre à ces objectifs, on mesurera dans un premier temps les niveaux et les variations différentielles de la mortalité en procédant aux calculs directs des quotients de mortalité infantile et juvénile.

Dans un deuxième temps, on appliquera trois méthodes d'estimation indirecte : la méthode de Brass, celle de

<sup>1</sup> D'autres opérations de collecte réalisées préalablement (Recensement de 1971, Enquête démographique à passages répétés 1971-75) ont permis d'estimer le niveau de la mortalité infantile. Mais ces estimations sont affectées de fortes omissions.

<sup>2</sup> Voir IHSI (1981).

Sullivan et celle de Feeney afin de tester la validité des mesures obtenues auparavant.

Pour ce faire, on va d'abord procéder à une évaluation des données de base afin de révéler les limitations qu'elles présentent.

## 1.2 EVALUATION DES DONNÉES DE BASE

L'évaluation des données de base constitue une étape fondamentale dans toute estimation des indicateurs démographiques, surtout dans les pays en voie de développement où les statistiques présentent des déficiences notables. Ordinairement, les résultats des enquêtes ou des recensements sont entachés d'erreurs qui proviennent de différentes sources, telles que : incompréhension ou mauvaise interprétation des questions, défaut de mémoire, omissions, ignorance des dates exactes ou de l'âge etc. Ces erreurs ont pour effet d'affecter la qualité des données et de produire des biais dans les estimations démographiques qui en sont déduites.

Le travail d'évaluation des résultats de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité a déjà été réalisé (Tardieu 1984). On se propose ici de reprendre quelques considérations sur deux types d'erreurs.

- a) Les omissions de naissances vivantes et de décès.
- b) La mauvaise déclaration de l'âge au décès.

### Omission de naissances vivantes et de décès

L'évaluation des résultats de l'EHF (Tardieu 1984, p 53) ne révèle pas d'omissions systématiques de naissances vivantes pour un sexe déterminé. L'analyse des indices de masculinité par cohorte de naissances a plutôt permis de constater une certaine tendance chez les femmes à déclarer les naissances masculines plus proches de la date de l'enquête et à en éloigner les naissances féminines.

Quant aux omissions de décès (Tardieu 1984, p 55), l'analyse des quotients de mortalité infantile par âge de la mère à la naissance de l'enfant montre que pour les cohortes les plus vieilles (à partir de 35 ans), il y a eu probablement une forte sous-déclaration des décès survenus avant un an.

### Mauvaise déclaration de l'âge au décès

Les erreurs dues à une mauvaise déclaration de l'âge au décès ont été mises en évidence par l'analyse des quotients de mortalité infantile et juvénile par année de calendrier. Ces quotients de mortalité sont représentés sur le graphique 1.

Les fluctuations d'échantillonnage sont assez fréquentes. Elles sont attribuables en grande partie aux erreurs dans la

déclaration de l'âge au décès. Pour certaines cohortes, et notamment celle de 1959, le quotient de mortalité infantile est nettement sous-estimé, probablement en raison de la tendance des femmes à avoir déclaré que l'enfant était né et décédé en 1960 (attraction des chiffres ronds). En revanche le quotient de mortalité infanto-juvénile  ${}_5q_0$  est moins affecté par ces erreurs, puisqu'il mesure les décès survenus une année donnée parmi des enfants nés au cours des cinq années précédentes.

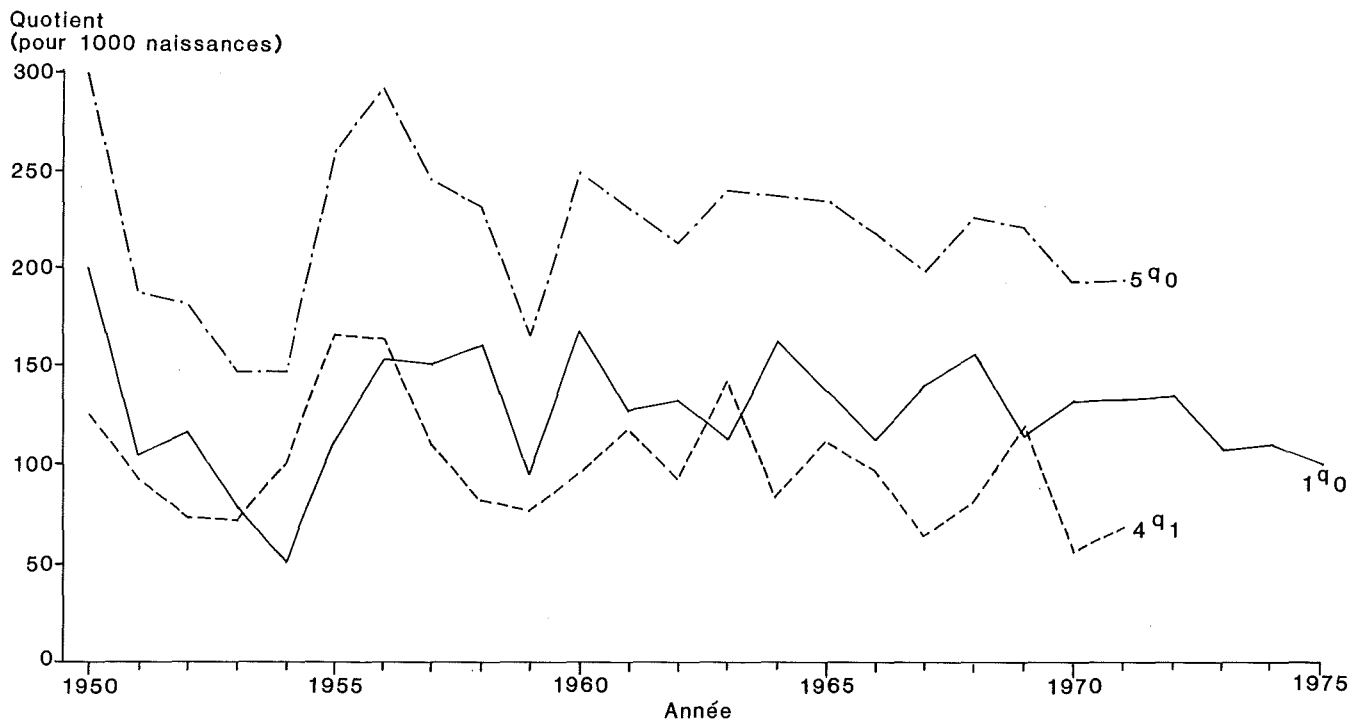
Le graphique 2, emprunté à Tardieu (1984, p 55), montre que la plupart des fluctuations postérieures à 1960 disparaissent si l'on calcule des moyennes mobiles sur trois années. En revanche, les fluctuations observées au cours de la période 1950-8 restent profondes. Celles-ci s'expliquent par plusieurs facteurs et d'abord par un biais de sélection. A mesure que l'on remonte dans le temps, le calcul des quotients se trouve progressivement restreint aux naissances vivantes et aux décès déclarés par les femmes les plus âgées au moment de l'enquête. Or, de par la structure par âge de la population, celles-ci sont peu nombreuses dans l'échantillon : on compte 260 femmes âgées de 40-44 ans et 256

de 45-49 ans contre 763, 690, 527, 376 et 341 femmes pour les cinq groupes de cohortes âgées de 15 à 39 ans. A ce facteur s'ajoutent les erreurs de déclaration d'âge et les omissions plus fréquentes chez ces femmes plus âgées.

Au total, pour la période la plus ancienne (1950-7), soit plus de 20 ans avant l'enquête, le quotient de mortalité infantile de 190 pour mille est certainement sous-estimé, notamment entre 1951 et 1955.

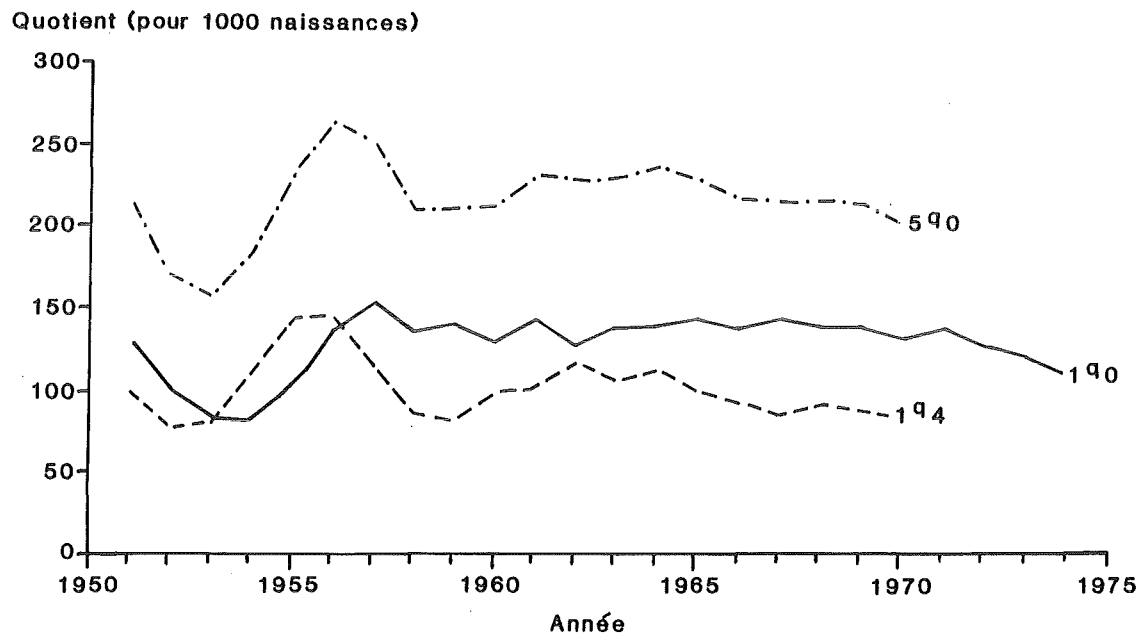
### 1.3 CONCLUSION

Cette évaluation révèle donc certaines limitations que présentent les données de l'enquête rétrospective : erreurs dues aux petits effectifs, omissions de décès, mauvaise déclaration de l'âge au décès. Leur influence devient plus grande à mesure que l'on recule dans le temps. Il convient donc de se fier beaucoup plus aux données qui correspondent aux périodes les plus récentes, en les interprétant toutefois avec prudence, car elles ne sont pas entièrement exemptes d'erreurs.



Graphique 1 Quotients annuels de mortalité infantile et juvénile





**Graphique 2** Quotients de mortalité infantile et juvénile selon l'année (moyenne mobile sur trois ans)

Source : Tardieu (1984, p55)

## 2 Mesure directe de la mortalité à partir des données de l'EHF (1977)

Dans ce chapitre, on se propose de présenter les mesures directes de la mortalité infantile et juvénile.

Connaissant certaines caractéristiques de la mère et du père de l'enfant, telles que le lieu de résidence, la profession, l'occupation, le niveau d'instruction, etc, il est possible de calculer les niveaux et tendances de la mortalité infantile et juvénile par période et selon certaines variables socio-économiques, culturelles, mais aussi démographiques (âge de la mère à la naissance et rang de la naissance). On s'attachera plus particulièrement aux variations différentielles de la mortalité dans l'enfance au cours des cinq dernières années avant la date de l'enquête. Cependant, lorsque les effectifs seront trop faibles pour permettre une telle analyse, on considérera l'ensemble des périodes de référence.

### 2.1 LE NIVEAU DE LA MORTALITÉ

Les causes de décès sont spécifiques à chaque intervalle d'âge considéré. Durant les premières semaines ou les premiers 28 jours de la vie, la chance de survie de l'enfant dépend particulièrement des facteurs endogènes de la mortalité, tels que : tares héréditaires, malformations congénitales, santé de la mère au moment de la grossesse, etc, tandis qu'à partir du premier mois la santé de l'enfant se trouve plus fortement exposée aux conditions du milieu extérieur, et particulièrement le degré d'insalubrité du milieu, les infections de nature respiratoire ou alimentaire.

Dans le tableau 1 sont présentés les quotients de mortalité néo-natale, post-néonatale, infantile et juvénile. Ces données se réfèrent aux dix dernières années avant la date de l'enquête afin d'éliminer les fluctuations d'échantillonnage.

Le quotient de mortalité infantile (133 pour 1000) est sensiblement plus élevé que dans d'autres pays de la Caraïbe<sup>3</sup> : Jamaïque (41,3), Trinidad et Tobago (43,0), République Dominicaine (93,2), Guyana (58,2), Guadeloupe-Martinique (29,4).

<sup>3</sup> Ces chiffres, qui correspondent à la moyenne des dix dernières années avant l'enquête, sont calculés à partir de Rutstein (1983) et, pour la Guadeloupe et la Martinique, de Charbit (à paraître).

**Tableau 1** Quotients de mortalité néo-natale, post-néonatale, infantile et juvénile au cours des dix dernières années avant la date de l'enquête : ensemble du pays

Quotients de mortalité	Période 1967-76
Mortalité néo-natale	68,4
Mortalité post-néonatale	64,6
1Q <sub>0</sub>	133,0
4Q <sub>1</sub>	81,8
5Q <sub>0</sub>	203,9

Source : EHF (1977). Sauf mention contraire, tous les tableaux sont de la même source

D'autre part, la mortalité néo-natale et post-néonatale représentent respectivement 51 et 49 pour cent de la mortalité infantile. La mortalité post-néonatale, bien qu'elle ne représente que 49 pour cent de la mortalité des enfants de moins d'un an, demeure élevée en Haïti.

Dans un programme de réduction de la mortalité infantile, il faudrait surtout mettre l'accent sur les facteurs exogènes qui sont particulièrement à l'origine de la mortalité post-néonatale et qui sont par ailleurs les plus faciles à combattre.

### 2.2 FACTEURS SOCIO-ÉCONOMIQUES

La mortalité infantile et juvénile a toujours été et est encore considérée comme l'un des principaux indicateurs du niveau de développement économique et social d'un pays. Son niveau est très sensible à l'influence des facteurs socio-économiques qui déterminent en grande partie les conditions du milieu extérieur. Dans les pays en voie de développement, la planification socio-économique se trouve toujours confrontée à une mortalité infantile et juvénile élevée à cause de certains problèmes typiques du milieu, tels que : une proportion très élevée de femmes analphabètes, une carence de ressources nutritives, des infrastructures insuffisantes (disponibilité très faible en matériel d'adduction d'eau potable, manque de routes, de moyens de transport, de services d'hygiène etc). Ces facteurs ont un impact considérable sur la mortalité infantile et juvénile.

Dans la présente section, on étudiera les variations différentielles de la mortalité dans l'enfance selon le lieu de résidence, le niveau d'instruction de la mère, le niveau d'instruction du père, et l'occupation du mari.

#### Lieu de résidence actuelle

Le tableau 2 présente les quotients de mortalité infantile et juvénile par période et par lieu de résidence. On observe, durant la période des 20 dernières années précédant l'enquête, une tendance à la baisse du niveau de la mortalité infantile et juvénile pour l'ensemble du pays.

Toutefois, lorsqu'elle est examinée selon la zone de résidence, cette baisse n'est observée que dans le milieu rural. Par contre, à Port-au-Prince, le mouvement se renverse et l'on constate durant les dix dernières années une hausse nette du niveau de la mortalité infantile.

Un examen attentif du tableau 2 conduit à nuancer l'opinion sur l'existence d'une surmortalité urbaine. Celle-ci n'est vraiment évidente qu'au cours de la dernière période (1972-6). Entre 5 et 9 ans avant l'enquête (1967-71) l'écart n'atteint pas 1 pour cent (222,9 contre 220,9). Pour les deux périodes les plus anciennes, on observe une surmortalité en milieu rural, alors que les omissions y sont normalement plus nombreuses.

**Tableau 2** Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le lieu de résidence

Lieu de résidence	Période				
	1972-6	1967-71	1962-6	1957-61	1952-6
<i>Pays entier</i>					
$1Q_0$	122,7	146,6	150,4	156,3	133,8
$4Q_1$	77,9	87,6	108,9	114,4	91,3
$5Q_0$	191,1	221,2	243,0	252,9	212,9
<i>Port-au-Prince</i>					
$1Q_0$	194,0	168,3	121,2	157,8	—
$4Q_1$	79,9	65,6	93,9	108,5	—
$5Q_0$	258,3	222,9	203,7	249,1	—
<i>Milieu rural</i>					
$1Q_0$	103,3	139,6	163,3	155,6	—
$4Q_1$	77,4	94,5	115,3	119,1	—
$5Q_0$	172,7	220,9	259,8	256,2	—

D'autre part, seule la mortalité infantile est supérieure en milieu urbain au cours des deux dernières périodes : dans l'avant-dernière période, le quotient  $4Q_1$  est, en milieu urbain, supérieur de 44 pour cent au quotient pour le milieu rural.

Finalement, la surmortalité urbaine infanto-juvénile ( $5Q_0$ ) n'est significative qu'au cours de la période récente (1972-6). Mais il convient d'ajouter que pour la mortalité infantile l'écart ne cesse de se creuser : surmortalité urbaine de 20 pour cent en 1967-71 contre 88 pour cent en 1972-6, soit un quadruplement en cinq ans.

Il est peu vraisemblable que la forte surmortalité urbaine au cours de la dernière période s'explique par une sous-déclaration massive en milieu rural. Il est plus probable que cette surmortalité urbaine traduit une aggravation des conditions de vie à Port-au-Prince. C'est ce que suggère l'analyse des composantes de la mortalité infantile (tableau 3).

Entre 1967 et 1976 (deux dernières périodes quinquen-

nales), la mortalité néo-natale a faiblement diminué en milieu urbain, passant de 75,2 à 70,9 pour mille, alors que la composante post-néonatale s'est accrue de près d'un tiers (de 168,3 à 194,0 pour mille). Au cours des mêmes périodes, en milieu rural, les deux composantes ont évolué dans le même sens, et la baisse a été exactement de même ampleur. Ces résultats confirment donc l'hypothèse que les conditions de vie se sont aggravées à Port-au-Prince au cours de la période la plus récente. On observera d'ailleurs que la mortalité post-natale représente une proportion plus forte de la mortalité infantile en milieu urbain, ce qui suggère que les conditions de vie prévalant dans la capitale sont particulièrement pathogènes.

#### Niveau d'instruction de la mère

Il existe, en général, une relation inverse entre le niveau d'instruction de la mère et la mortalité infantile et juvénile.

**Tableau 3** Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post-néonatale) par période et selon le lieu de résidence

Lieu de résidence	Période				
	1972-6	1967-71	1962-6	1957-61	1952-6
<i>Pays entier</i>					
$1Q_0$	122,7	146,6	150,4	156,3	133,0
Mortalité néo-natale	60,5	78,5	87,8	89,6	63,5
Mortalité post-néonatale	68,0	62,6	66,6	66,8	70,3
<i>Port-au-Prince</i>					
$1Q_0$	194,0	168,3	121,2	157,8	—
Mortalité néo-natale	70,9	75,2	42,1	72,4	—
Mortalité post-néonatale	123,1	93,1	79,1	85,4	—
<i>Milieu rural</i>					
$1Q_0$	103,3	139,6	163,3	155,6	—
Mortalité néo-natale	59,4	79,8	102,2	94,2	—
Mortalité post-néonatale	43,9	59,8	61,2	61,4	—

**Tableau 4** Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le niveau d'instruction de la mère

Niveau d'instruction de la mère	Période			
	1972-6	1967-71	1962-6	1957-61
<i>Aucun</i>				
1q <sub>0</sub>	125,6	150,1	165,9	165,2
4q <sub>1</sub>	85,6	93,9	117,1	(125,4)
5q <sub>0</sub>	200,4	229,9	263,6	(269,9)
<i>1 à 3 ans d'étude</i>				
1q <sub>0</sub>	(82,1)	(142,0)	(109,5)	(105,8)
4q <sub>1</sub>	(59,6)	(65,0)	(68,7)	(65,3)
5q <sub>0</sub>	(136,7)	(197,8)	(170,7)	(164,1)
<i>4 à 6 ans d'étude</i>				
1q <sub>0</sub>	(221,6)	(127,8)	(113,9)	(152,9)
4q <sub>1</sub>	(55,4)	(82,2)	(106,9)	(70,0)
5q <sub>0</sub>	(264,7)	(199,5)	(208,6)	(212,2)
<i>7 ans d'étude ou plus</i>				
1q <sub>0</sub>	(71,8)	(69,8)	(29,6)	(56,6)
4q <sub>1</sub>	(30,0)	(24,2)	(16,8)	(107,4)
5q <sub>0</sub>	(99,6)	(92,3)	(46,0)	(158,0)

NOTE : Les parenthèses signifient que les calculs ont été faits sur des chiffres de naissances inférieurs à 500.

Les mères les plus instruites sont considérées comme les plus aptes à fournir à l'enfant les soins indispensables en matière de santé et d'hygiène.

Le tableau 4 présente les quotients de mortalité infantile et juvénile par période et par niveau d'instruction de la mère.

Les différences observées entre les deux groupes extrêmes, comprenant d'un côté les femmes qui n'ont jamais été à l'école et de l'autre celles qui ont au moins sept années d'étude, sont assez plausibles.

Au cours des cinq dernières années avant la date de l'enquête le risque de décéder de 0 jusqu'à 5 ans (5q<sub>0</sub>) des enfants des femmes analphabètes est le double de celui des enfants des femmes qui ont déjà atteint le niveau d'études secondaires. Le risque de décéder entre 0 et 1 an (1q<sub>0</sub>) présente également les différences selon les deux catégories considérées, mais à un degré moindre. La mortalité infantile des enfants des femmes analphabètes est de 75 pour cent plus élevée que celle des enfants dont les mères ont déjà atteint le niveau d'études secondaires.

Quant aux classes intermédiaires, les écarts sont douteux en raison de la faiblesse des effectifs en cause. Le quotient de mortalité infantile des enfants dont les mères ont fait de trois à six ans d'études est en particulier anormalement élevé pour la période 1972-6 (221,6 pour 1000).

La difficulté est encore plus grande lorsque l'on cherche à dégager les tendances au cours des 20 années précédant l'enquête. On constate par exemple que la mortalité infantile et juvénile des enfants des femmes analphabètes a diminué entre 1967 et 1976. Mais il est impossible de dire si la baisse a été plus forte que dans les autres groupes. De même, il est peu vraisemblable que la mortalité infantile (1q<sub>0</sub>) et infanto-juvénile (5q<sub>0</sub>) aient augmenté au cours de ces dix dernières années parmi les enfants dont les mères ont fait plus de sept années d'études.

#### Niveau d'instruction du père et niveau d'instruction du couple

Le niveau d'instruction du père est en général considéré comme un indicateur du niveau du ménage. Cependant l'information collectée dans l'enquête concerne le partenaire actuel de la femme, qui n'est pas forcément le père de l'enfant. En effet, en Haïti, 36 pour cent des femmes déjà en union avaient eu plus d'un partenaire.

Plus la naissance est récente, plus il est vraisemblable que le partenaire actuel est le père. Au contraire, les risques de rupture des unions augmentant avec le temps, l'incertitude sur le partenaire est plus grande pour les naissances plus anciennes. Par conséquent, la relation entre niveau d'instruction du partenaire actuel et mortalité infantile doit être moins nette pour les périodes les plus anciennes. Le tableau 5 montre pourtant que les variations dans la mortalité infantile (1q<sub>0</sub>) et infanto-juvénile (5q<sub>0</sub>) vont en général dans le sens attendu (mortalité plus faible quand le niveau s'élève).

Cependant les fluctuations d'échantillonnage sont telles qu'au cours de la période la plus récente, pendant laquelle le problème d'un éventuel changement de partenaire se pose de manière moins aiguë, la relation entre les divers indices de mortalité et le niveau d'instruction est aberrante.

La relation est meilleure si l'on prend pour période de référence les dix dernières années précédant l'enquête, bien que toutes les fluctuations ne soient pas éliminées. 1q<sub>0</sub> passe de 132,1 à 134,6 puis 143,1 pour redescendre à 119,1 (7 ans d'études et plus). De même 5q<sub>0</sub> diminue de 214,0 à 162,2, en passant par les valeurs 189,8 et 203,6.

Les données qui figurent au tableau 6 concernent les quotients de mortalité infantile et juvénile par période de naissances et selon l'alphabétisation du couple. Trois catégories sont considérées :

**Tableau 5** Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon le niveau d'instruction du père

Niveau d'instruction du père	Période			
	1972-6	1967-71	1962-6	1957-61
<i>Aucun</i>				
1Q0	115,9	151,1	173,4	174,4
4Q1	86,7	107,6	127,1	(115,0)
5Q0	192,6	242,5	278,4	(269,3)
<i>1 à 3 ans d'étude</i>				
1Q0	(121,2)	(152,4)	(116,4)	(120,2)
4Q1	(59,8)	(70,3)	(90,6)	(129,9)
5Q0	(173,7)	(212,0)	(196,5)	(234,5)
<i>4 à 6 ans d'étude</i>				
1Q0	(149,1)	(135,2)	(150,8)	(158,0)
4Q1	(79,4)	(58,3)	(46,5)	(107,4)
5Q0	(216,7)	(185,6)	(190,3)	(248,4)
<i>7 ans d'étude ou plus</i>				
1Q0	(127,2)	(106,3)	(90,5)	(96,8)
4Q1	(55,8)	(43,2)	(88,9)	(97,9)
5Q0	(175,9)	(144,9)	(171,3)	(185,2)

NOTE : Les parenthèses signifient que les calculs ont été faits sur des chiffres de naissances inférieurs à 500.

**Tableau 6** Quotients de mortalité infantile et juvénile par période et selon l'alphabétisation du couple

Niveau d'instruction du couple	Période
	1967-76
<i>Couples analphabètes</i>	
1Q0	134,4
5Q0	218,1
<i>Couples dont le mari seulement est alphabétisé</i>	
1Q0	134,9
5Q0	194,2
<i>Couples alphabétisés ou dont la femme seulement est alphabétisée</i>	
1Q0	126,4
5Q0	170,3

- a) couples analphabètes (N = 1031 femmes) ;  
 b) couples dont le mari seulement est alphabétisé (N = 518 femmes) ; et  
 c) couples dont la femme seulement ou dont les deux conjoints sont alphabétisés (N = 56 et 388 respectivement).

Au cours des dix dernières années, les quotients de mortalité infantile et juvénile ne changent pas considérablement en passant de la catégorie (a) à la catégorie (b), tandis que si l'on compare (a) et (c), les différences deviennent plus significatives. Par conséquent, si l'on prend pour référence la mortalité des enfants des couples analphabètes, l'alphabétisation du couple ou même de la mère seulement entraîne une réduction de la mortalité infanto-juvénile de 22 pour cent, contre 12 pour cent seulement si c'est le père

qui est alphabétisé.

Ainsi l'élévation du niveau d'instruction de la mère a un effet plus favorable sur la réduction de la mortalité infantile et juvénile que celle du père. La mère entretient un contact permanent avec l'enfant quant aux soins qu'elle doit lui prodiguer durant les premières années de la vie : son niveau d'instruction a donc un impact plus direct sur la mortalité de ses enfants.

#### Occupation du mari

L'occupation du mari doit être un bien meilleur indicateur du niveau de vie du ménage que son instruction ; son salaire et son niveau de vie en général étant directement liés à son activité professionnelle.

Dans le tableau 7 sont présentés les quotients de mortalité infantile et juvénile selon l'occupation du mari pour la période 1967-76.

**Tableau 7** Quotients de mortalité infantile et juvénile selon l'occupation du mari : dix dernières années avant l'enquête

Occupation du mari	Quotients de mortalité		
	1Q0	1Q1	3Q2
Cultivateurs, fermiers	122,7	29,1	56,8
Ouvriers qualifiés et non qualifiés	156,6	29,4	49,2
Vendeurs et fournisseurs de services	(166,8)	(29,4)	(46,2)
Professions libérales, directeurs et employés de bureau	(103,6)	(20,0)	(55,0)

NOTE : Les parenthèses signifient que les calculs ont été faits sur des chiffres de naissances inférieurs à 500.

Les aspects les plus significatifs sont que les enfants des vendeurs et des fournisseurs de services ont les risques les plus élevés de décéder entre 0 et 1 an et entre 1 et 2 ans, tandis que les enfants des membres des professions libérales, des directeurs et employés de bureau, ont les risques les plus faibles (soit une différence relative de 61 pour cent pour  ${}_1q_0$  et de 47 pour cent pour  ${}_1q_1$ ). En Haïti, les petits vendeurs (chômeurs déguisés) et les fournisseurs de services font partie des strates les plus pauvres de la population, tandis que les membres des professions libérales et les directeurs de bureau jouissent, en général, d'un niveau de vie très élevé.

Par ailleurs, la mortalité infantile des vendeurs et des fournisseurs de services diffère peu de celle des enfants des ouvriers qualifiés et non qualifiés, tandis qu'elle est de 36 pour cent plus élevée que la mortalité infantile des enfants des agriculteurs. Enfin, pour ces deux dernières catégories, les omissions sont sans doute plus nombreuses s'agissant de milieux sociaux très défavorisés. Les écarts observés doivent donc être considérés comme des minima.

### 2.3 FACTEURS DÉMOGRAPHIQUES

Parmi les facteurs démographiques qui peuvent avoir un impact sur la mortalité infantile et juvénile, on considère ordinairement l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, le rang de naissance et le sexe de l'enfant. Leur influence étant significative au cours des premières semaines ou des premiers mois de la vie, il convient donc pour chacun d'eux, de mesurer les variations différentielles de la mortalité néonatale et post-néonatale.

#### Age de la mère à la naissance de l'enfant

Il existe une relation fonctionnelle typique entre l'âge de la mère à la naissance de l'enfant et le risque de décès des enfants de moins d'un an. La mortalité infantile est élevée au début et à la fin de la période de procréation.

Le tableau 8 confirme assez bien cette relation, mais, sauf pour la mortalité néo-natale, il est difficile de préciser à partir de quel âge le risque de mortalité augmente à nouveau, dans la mesure où les quotients observés pour les femmes âgées de 40 ans et plus à la naissance de l'enfant peuvent être affectés par des fluctuations d'échantillonnage, et par des omissions.<sup>4</sup>

On peut résumer les écarts observés en termes de gains liés à un recul des naissances aux âges jeunes. Si toutes les femmes qui ont eu leurs enfants avant 20 ans avaient attendu 25 ans (moyenne du groupe 20-29 ans), ceci aurait réduit la mortalité néo-natale de 30 pour cent, la mortalité post-néonatale de 24 pour cent, et l'ensemble de la mortalité infantile de 27 pour cent.

#### Rang de naissance

Ordinairement, les naissances de rang un et celles de rang élevé (rang sept et plus, par exemple) sont sujettes aux plus

<sup>4</sup> Selon Tardieu (1984, p 56), '... à partir de 35 ans, il y a probablement une forte sous-déclaration des décès survenus avant un an, d'autant plus élevée que l'âge de la mère à la naissance augmente, les quotients calculés à partir de 35 ans baissant au lieu d'augmenter'.

**Tableau 8** Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post-néonatale) et juvénile selon l'âge de la mère à la naissance de l'enfant : dix dernières années avant l'enquête

Age de la mère à la naissance	Période
	1967-76
<i>Moins de 20 ans</i>	
Mortalité néo-natale	91,0
Mortalité post-néonatale	94,0
${}_1q_0$	185,0
${}_5q_0$	267,6
<i>20-29 ans</i>	
Mortalité néo-natale	64,0
Mortalité post-néonatale	70,8
${}_1q_0$	134,8
${}_5q_0$	207,4
<i>30-39 ans</i>	
Mortalité néo-natale	67,1
Mortalité post-néonatale	54,2
${}_1q_0$	121,3
${}_5q_0$	184,3
<i>40 ans et plus</i>	
Mortalité néo-natale	(75,4)
Mortalité post-néonatale	(31,3)
${}_1q_0$	(106,7)
${}_5q_0$	(143,1)

hauts risques de décès. D'une part les femmes qui vont avoir leur premier bébé peuvent avoir des problèmes physiologiques qui rendent difficile le premier accouchement. En outre, elles n'ont pas d'expérience quant aux soins qu'elles doivent fournir. Enfin, les conditions de vie des jeunes mères peuvent être plus précaires que celles des femmes plus âgées.

D'autre part les naissances de rang élevé (sept et plus) correspondent en général à des femmes âgées, dont l'état de santé peut avoir des conséquences néfastes sur la grossesse. Mais surtout ces femmes à parité élevée appartiennent aux milieux sociaux les plus démunis, et leurs derniers enfants ont toutes chances d'être encore davantage défavorisés.

Dans ces conditions, tant la mortalité néo-natale que post-néonatale devraient être plus élevées pour les naissances des rangs extrêmes.

Comme le montre le tableau 9, ni la mortalité néo-natale ni la mortalité post-néonatale ne vérifient cette relation.

#### Sexe de l'enfant

La surmortalité masculine au cours de la première année de vie est une caractéristique commune à toutes les populations. Cependant dans plusieurs pays du tiers monde, on constate parfois une mortalité infanto-juvénile plus élevée pour les filles que pour les garçons. Haïti ne fait pas exception à cette constatation.

Les données de l'EHF (tableau 10) montrent que dans les intervalles de 0 à 1 an et de 1 à 2 ans, la mortalité est plus élevée pour les garçons que pour les filles (soit respectivement une différence relative de 20 et de 11 pour cent).

Cependant de 2 à 5 ans, la relation est inversée ; la mortalité des garçons ne représente que 78 pour cent de celle des filles.

Les différences de mortalité par sexe obtenues pour Haïti sont comparables à celles de certains pays de l'Amérique, tels que Trinidad et Tobago, République Dominicaine et la Colombie (voir tableau 11).

**Tableau 9** Quotients de mortalité infantile (néo-natale et post-néonatale) et juvénile selon le rang de naissance : dix dernières années avant l'enquête

Rang de naissance	Période
	1967-76
<i>Rang 1</i>	
Mortalité néo-natale	55,6
Mortalité post-néonatale	65,0
1 <sup>er</sup> Q <sub>0</sub>	120,6
5 <sup>es</sup> Q <sub>0</sub>	195,9
<i>Rangs 2 et 3</i>	
Mortalité néo-natale	62,4
Mortalité post-néonatale	78,3
1 <sup>er</sup> Q <sub>0</sub>	140,7
5 <sup>es</sup> Q <sub>0</sub>	(219,8)
<i>Rangs 4 à 6</i>	
Mortalité néo-natale	82,6
Mortalité post-néonatale	55,9
1 <sup>er</sup> Q <sub>0</sub>	138,5
5 <sup>es</sup> Q <sub>0</sub>	213,4
<i>Rang 7 ou plus</i>	
Mortalité néo-natale	74,2
Mortalité post-néonatale	35,9
1 <sup>er</sup> Q <sub>0</sub>	110,1
5 <sup>es</sup> Q <sub>0</sub>	(162,6)

**Tableau 10** Quotients de mortalité infantile et juvénile par sexe : dix dernières années avant l'enquête

Sexe de l'enfant	Quotients de mortalité		
	1 <sup>er</sup> Q <sub>0</sub>	1 <sup>er</sup> Q <sub>1</sub>	3 <sup>es</sup> Q <sub>2</sub>
Masculin	145,4	30,6	47,8
Féminin	120,7	27,6	61,2
Rapport entre mortalité masculine et mortalité féminine	1,20	1,11	0,78

Source : Rutstein (1983)

**Tableau 11** Différence de mortalité par sexe entre 0 et 1 an et de 2 à 5 ans pour Haïti, République Dominicaine, Trinidad et Tobago, et Colombie

Pays	Intervalle d'âge	
	0-1 an	2-5 ans
Haïti	1,20	0,78
Colombie	1,19	0,82
Rép. Dominicaine	1,25	0,85
Trinidad et Tobago	1,20	1,60

Source : Rutstein (1983)

## 2.4 CONCLUSION

L'observation directe permet d'aboutir aux résultats suivants :

- la mortalité infantile est devenue plus élevée à Port-au-Prince qu'en milieu rural au cours des dix dernières années ;
- les différences de mortalité infantile et juvénile selon le niveau d'instruction de la mère sont très significatives. Dans l'intervalle des cinq premières années de la vie, les enfants des femmes analphabètes meurent deux fois plus que les enfants des femmes qui ont au moins le niveau d'études secondaires ;
- l'occupation du mari influe sur la mortalité de ses enfants. La mortalité infantile est la plus élevée pour les enfants des vendeurs et des fournisseurs de services, tandis qu'elle est la moins élevée pour les enfants des avocats, ingénieurs, médecins, directeurs et employés de bureau ;
- si toutes les femmes de moins de 20 ans attendaient l'âge de 25 ans en moyenne pour procréer, ceci réduirait de 36 pour cent la mortalité néo-natale de leurs enfants.

Toutefois les résultats les plus importants concernent :

- d'une part, la surmortalité urbaine qu'on tentera de vérifier dans le chapitre 3 au moyen des techniques d'estimation indirecte ;
- d'autre part, le niveau d'instruction de la mère. En effet, la prolongation de la scolarité a pour effet de retarder l'âge à la première maternité, ce qui renforce l'effet purement 'culturel' de l'éducation sur la mortalité infantile : une femme instruite est davantage en mesure de donner les soins appropriés à son enfant en cas de maladie, et plus généralement d'adopter une attitude préventive en évitant les risques pathogènes pouvant mettre en danger la vie de son enfant.

### 3 Estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile

Dans ce chapitre, on se propose d'appliquer certaines techniques d'estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile, afin de vérifier les niveaux et tendances observés à partir des données directes de l'enquête. A cette fin, on utilisera les méthodes de Brass, de Sullivan et de Feeney. Les méthodes de Brass et de Sullivan permettront d'estimer les niveaux récents de la mortalité infantile et juvénile, et celle de Feeney, la tendance de la mortalité infantile.

Ces méthodes sont les plus faciles à appliquer, compte tenu des données disponibles. De plus, elles fournissent dans la plupart des cas, des résultats satisfaisants (Hill 1976).

On procédera d'abord à la présentation des différentes méthodes puis à leur application.

#### 3.1 PRÉSENTATION DES MÉTHODES DE BRASS, DE SULLIVAN ET DE FEENEY

##### La méthode de Brass

La méthode de Brass permet de convertir la proportion d'enfants décédés par âge de la mère, en probabilité de décéder depuis la naissance jusqu'aux âges exacts : 1, 2, 3 et 5 ans.

Soit  $D_i$ , la proportion d'enfants décédés pour chaque groupe d'âge respectif de femmes âgées de 15 à 49 ans (par exemple :  $D_1$  pour 15-19 ans,  $D_2$  pour 20-24 ans etc), Brass a calculé une série de multiplicateurs  $K_i$  qui permettent de transformer chacune de ces proportions en probabilité de décéder depuis la naissance jusqu'à un âge exact 'a' qui peut être 1, 2, 3 et 5 ans.

La relation est la suivante :  ${}_a q_0 = K_i D_i$  ( ${}_a q_0$ , probabilité de décéder depuis la naissance jusqu'à l'âge exact 'a').

Dans le cas de l'estimation de la mortalité infantile et juvénile (entre 0 et 5 ans), les multiplicateurs  $K_i$  sont tirés de la table de Brass (Brass 1975) par interpolation linéaire au moyen du paramètre  $P_2/P_3$ <sup>5</sup> qui est le rapport entre la parité moyenne des femmes âgées de 20-24 ans et de 25-29 ans. Ce paramètre est en effet un indice du calendrier de la fécondité dans les âges compris entre 15 et 34 ans révolus (Rincón, p 57).

Outre la bonne qualité des données, les hypothèses fondamentales de la méthode sont les suivantes :

- 1) La fécondité et la mortalité ont été constantes au cours des dix dernières années avant la date de l'enquête.
- 2) La mortalité des enfants des femmes interviewées est représentative de la mortalité infantile en général.
- 3) La structure de la mortalité et de la fécondité de la population est proche de celle des modèles utilisés.

<sup>5</sup> On n'a pas jugé nécessaire ici de rentrer dans les détails. Pour un exposé plus détaillé, voir Brass (1974).

- 4) Les risques de décès de l'enfant sont indépendants de l'âge de la mère.

Ces conditions ne sont jamais réunies dans la pratique, mais la méthode aboutit néanmoins en général à des résultats cohérents et à une approximation satisfaisante des niveaux de mortalité.

Les données de base (c'est-à-dire la proportion d'enfants décédés par âge de la mère) comportent parfois des irrégularités qui affectent les estimations obtenues (voir tableau 12 à la page 16). Il convient donc de procéder dans une seconde étape à l'ajustement des quotients de mortalité infantile et juvénile estimés indirectement. Dans ce cas-ci, on utilisera le système logit de William Brass. Le procédé est exposé au tableau 14 à la page 16. Il faut se rappeler toutefois que :

$$\text{Logit}(x) = \frac{1}{2} \ln \frac{1-x}{x} \text{ avec } 0 < x < 1$$

Voir les tableaux 13 et 14 (page 16) pour l'application de cette méthode.

##### La méthode de Sullivan

La méthode de Sullivan est une variante de celle de Brass : les deux méthodes utilisent les mêmes données de base et se fondent sur les mêmes hypothèses. Cependant, pour transformer la proportion d'enfants décédés par âge de la mère ( $D_i$ ) en quotients de mortalité infantile et juvénile ( ${}_a q_0$ ), Sullivan a calculé un jeu de multiplicateurs variables, disponibles pour chacune des quatre familles des tables-types de Coale et Demeny. Cette dernière méthode a donc l'avantage de prendre en compte la structure par âge de la mortalité. De plus, elle ne tient pas compte de la proportion d'enfants décédés correspondant aux femmes âgées de 15-19 ans (au moment de l'enquête). Au dire même de Brass (1974, p 40) cette information ne serait pas représentative de la mortalité infantile en général car elle est susceptible d'être fortement biaisée par les erreurs sur l'âge de la femme, l'imprécision sur le calendrier des naissances avant 20 ans et surtout la forte surmortalité des enfants des jeunes femmes et des primipares.

Les équations fondamentales sont les suivantes :

$$\begin{aligned} {}_a q_0 &= K_i D_i \\ K_i &= A_i + B_i (P_2/P_3) \end{aligned}$$

$A_i$ ,  $B_i$  sont des paramètres (disponibles pour chacune des quatre familles des tables-types de Coale et Demeny) qui permettent de calculer le multiplicateur  $K_i$ .

$P_2/P_3$  représente le rapport entre la parité moyenne des femmes âgées de 20-24 ans et de 25-29 ans.

Les résultats sont présentés au tableau 15 à la page 16.



### La méthode de Feeney

La méthode de Feeney (Feeney 1977) permet d'estimer indirectement la tendance de la mortalité infantile aux environs des 15 dernières années avant la date de l'enquête.

Les données de base requises sont les suivantes :

- a) La proportion d'enfants décédés par âge de la mère, au moment de l'enquête :  $D_i$  ;
- b) L'âge moyen à la maternité :  $m$  (qui peut être estimée à partir des  $P_i$ , la parité des femmes selon l'âge de la mère).

Cette méthode n'exige pas, comme condition fondamentale, que la mortalité soit constante au cours des dernières années avant la date de l'enquête. De plus, elle permet de situer dans le temps chaque estimation obtenue pour la mortalité infantile.

Les taux de mortalité infantile, de même que leur période spécifique de référence, sont calculés à partir d'une série d'équations de régression tabulées par groupes d'âge de la mère (de 20 à 49 ans).

Les résultats sont présentés au tableau 19 à la page 17.

### 3.2 APPLICATION DES MÉTHODES DE BRASS, DE SULLIVAN ET DE FEENEY

Avant de passer à l'application de chacune de ces méthodes, il convient d'évaluer les données de base qui seront transformées par la suite en quotients de mortalité infantile et juvénile : les proportions d'enfants décédés par âge de la mère au moment de l'enquête. Dans le cas où ces données comportent des irrégularités, celles-ci risquent d'affecter les quotients de mortalité infantile et juvénile qui seront estimés indirectement.

Il est ordinairement observé à partir des enquêtes et des recensements qui présentent des résultats cohérents que la proportion d'enfants décédés augmente régulièrement avec l'âge de la mère au moment de l'enquête.

Dans une situation de baisse régulière de la mortalité il doit en être ainsi, car la proportion d'enfants décédés correspondant aux femmes de 15–19 ans reflète la mortalité des cinq dernières années avant la date de l'enquête. Mais c'est surtout le temps d'exposition au risque de décès qui explique cette relation : les femmes les plus âgées au moment de l'enquête ont commencé à procréer à une date plus éloignée de la date de l'enquête. La durée d'exposition au risque de décès de leurs enfants a donc été plus longue et la proportion de ceux qui sont décédés doit être plus forte.

Nous avons noté plus haut que selon Tardieu les quotients de mortalité selon l'âge de la mère étaient sous-estimés à partir de 35 ans, notamment du fait des sous-déclarations par les femmes âgées. Ceci pourrait expliquer les proportions d'enfants décédés trop faibles à 40–44 et 45–49 ans (tableau 12), en particulier en milieu urbain (et par contre-coup dans l'ensemble du pays). En ce qui concerne plus précisément les femmes âgées de 45–49 ans, le même rapport d'évaluation souligne que les enquêteurs ont pu exclure de l'échantillon des femmes pour alléger leur tâche (Tardieu 1984, pp 24–6). On peut penser que ce sont les femmes les plus fécondes appartenant à ces cohortes qui

ont été exclues par affectation au groupe d'âge 50–54 ans. Par conséquent le calcul de la proportion  $D_i$  repose, de manière sélective, sur la descendance de femmes moins fécondes que la moyenne réelle de la cohorte 45–49 ans. Si, en particulier, ces femmes sont moins fécondes parce qu'elles ont eu un calendrier plus tardif que les autres, la proportion d'enfants décédés doit être normalement plus faible.

La proportion d'enfants décédés, à 35–39 ans, est tout à fait anormale, surtout dans l'ensemble du pays et à Port-au-Prince, mais également en milieu rural :

Etant donné l'ordre de grandeur de l'erreur d'échantillonnage, on peut penser que la valeur relativement élevée de la cohorte 35–39 ans est due uniquement à l'aléa ; toutefois, il se peut que la mauvaise déclaration de l'âge de la mère ait effectivement abouti à surévaluer la proportion d'enfants décédés de cette cohorte (Tardieu 1984, p 54).

Enfin, dans le groupe 15–19 ans, en raison de la faiblesse des effectifs les résultats sont aberrants.

Finalement, pour l'ensemble du pays, la proportion d'enfants décédés est à peu près acceptable. En revanche, les fluctuations anormales observées dans le sous-échantillon de Port-au-Prince conduisent à être très prudents dans les conclusions que l'on peut tirer de l'application des méthodes indirectes.

### Méthode de Brass

Selon le procédé de calcul expliqué antérieurement (page 14), l'application de la méthode de Brass conduit, dans une première étape aux résultats qui figurent au tableau 13.

Comme on peut le constater, les quotients de mortalité infantile et juvénile ( ${}_a q_0$ ) estimés indirectement sont affectés par les irrégularités détectées antérieurement dans la proportion d'enfants décédés par âge de la mère. Ainsi le  ${}_1 q_0$  (210,6 pour mille) est nettement surestimé et est supérieur au  ${}_5 q_0$  (181,7 pour mille). Ceci est bien entendu aberrant. Les  ${}_a q_0$  sont des quotients de mortalité cumulés depuis la naissance jusqu'à un âge exact  $a$ .

Par conséquent, le cumul doit être plus grand à mesure que l'on atteint un âge plus élevé. Il s'avère donc nécessaire de procéder à un ajustement de ces quotients de mortalité. L'ajustement sera fait en utilisant le système logit de Brass (voir tableau 14). Ce procédé conduit, dans certains cas, à de très bons résultats.<sup>6</sup>

### Méthode de Sullivan

Dans le tableau 15 sont présentés les quotients de mortalité infantile et juvénile estimés indirectement à partir de la méthode de Sullivan.

### Méthode de Feeney

Deux données fondamentales sont requises pour appliquer la méthode de Feeney : l'âge moyen à la maternité et la proportion d'enfants décédés par âge de la mère.

#### Estimation de l'âge moyen à la maternité ( $\bar{m}$ )

Pour estimer l'âge moyen à la maternité selon la méthode de Feeney (Feeney 1977) on utilise les paramètres :  $P_1/P_2$ ,  $P_2/P_3$ ,  $P_3/P_4$ .

<sup>6</sup> Voir Hill (1976, p 22).

**Tableau 12** Proportion d'enfants décédés par âge de la mère et selon le lieu de résidence

Groupes d'âge	Pays entier			Port-au-Prince			Zone rurale		
	Enfants nés vivants	Enfants encore vivants	Prop. décédés pour 1000	Enfants nés vivants	Enfants encore vivants	Prop. décédés pour 1000	Enfants nés vivants	Enfants encore vivants	Prop. décédés pour 1000
15-19	82,0	63,0	231,7	32	23	281,3	44	36	181,8
20-24	528,5	434,0	178,8	184	147	201,1	328	272	170,7
25-29	1057,5	847,5	198,6	257	187	272,4	776	642	172,7
30-34	1266,0	1031,5	185,2	318	250	213,8	916	752	179,0
35-39	1537,5	1158,0	246,8	301	225	252,2	1190	897	246,2
40-44	1441,5	1103,0	234,8	388	226	215,3	1105	834	245,2
45-49	1502,5	1130,0	247,9	296	229	226,4	1169	871	254,9
Total	7415,5	5767,0	222,3	1676	1287	232,1	5528	4304	221,4

**Tableau 13** Estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile par âge de la mère selon la méthode de Brass : ensemble du pays

Age de la mère	Femmes non célibataires	Enfants nés vivants	Enfants encore vivants	Proportion d'enfants décédés $D_i$ (pour mille)	$K_i$	Age de l'enfant (a)	Quotients de mortalité ${}_a q_0$
15-19	124	82,0	63,0	231,7	0,909	1	210,6
20-24	406	528,5	434,0	178,8	0,971	2	173,6
25-29	452	1057,5	847,5	198,6	0,970	3	192,6
30-34	360	1266,0	1031,5	185,2	0,981	5	181,7

$$P_2/P_3 = 0,5564$$

**Tableau 14** Ajustement des quotients de mortalité au moyen du système logit de Brass

Age de l'enfant (a)	Brass logit standard (1)	$1_a$ (2)	Logit de $1_a$ (3)	Différence de logit (4) = (3) - (1)	Logit ajusté (5) = (1) + $\frac{\Sigma (4)}{3}$	$1_a$ ajusté (6)	Niveau (modèle Ouest) (7)	Quotients de mortalité ${}_a q_0$ (8) = 1 - (6)
2	0,7152	0,8264	0,7802	0,0650	0,8076	0,8341	12,7	0,1659
3	0,6552	0,8074	0,7166	0,0614	0,7476	0,8169	12,6	0,1831
5	0,6015	0,8183	0,7524	0,1509	0,6939	0,8002	12,6	0,1998

NOTE : On n'a pas tenu compte du premier groupe d'âge (15-19 ans), étant donné que la proportion d'enfants décédés correspondante est affectée par l'effet de petits nombres. La meilleure estimation de  ${}_1 q_0$  peut être obtenue à partir de  $1_2$  (Nations Unies 1969, p 82). Avec  $1_2 = 0,8076$ , on obtient  ${}_1 q_0 = 132,8$ .

**Tableau 15** Estimation indirecte de la mortalité infantile et juvénile : méthode de Sullivan

Age de la mère	i	Proportion d'enfants décédés $D_i$ (pour mille)	Multiplicateurs (modèle Ouest)			Age de l'enfant (a)	Quotients de mortalité ${}_a q_0$
			$A_i$	$B_i$	$K_i$		
15-19	1	—	—	—	—	1	—
20-24	2	178,8	1,30	-0,54	10 000	2	178,8
25-29	3	198,6	1,17	-0,40	9 478	3	188,2
30-34	4	185,2	1,13	-0,33	9 467	5	175,3

$$P_2/P_3 = 0,5564$$

**Tableau 16** Calcul de la parité moyenne des femmes âgées de 15-19 ans jusqu'à 30-34 ans

Age de la mère	Femmes non célibataires	Enfants nés vivants	i	Parité moyenne $P_i$
15-19	124	82,0	1	0,6613
20-24	406	528,5	2	1,3017
25-29	452	1057,5	3	2,3396
30-34	360	1266,0	4	3,5167

$P_1/P_2$  représente le rapport de la parité moyenne des femmes âgées de 15-19 ans à celle des femmes de 20-24 ans ;

$P_2/P_3$  représente le rapport de la parité moyenne des femmes âgées de 20-24 ans à celle des femmes de 25-29 ans ;

$P_3/P_4$  représente le rapport de la parité moyenne des femmes âgées de 25-29 ans à celle des femmes de 30-34 ans ;

Ces indices sont calculés à partir des données du tableau 16, ce qui donne :

$$P_1/P_2 = 0,5080 ; P_2/P_3 = 0,5564 ; P_3/P_4 = 0,6653.$$

#### Méthodologie

On considère d'abord le rapport  $P_1/P_2$  dans la table proposée par l'auteur (tableau 17) et on le situe dans l'une des classes qui figurent à gauche du tableau ; on lit alors à droite l'écart qui existe entre l'âge moyen à la maternité et l'âge central des deux groupes d'âge considérés dans le calcul du rapport  $P_1/P_2$ .

Par exemple, dans ce cas-ci, ( $P_1/P_2 = 0,508$ ) se trouve exactement à l'extrémité de la classe (462-508) (cf tableau 17). Ce qui correspond à un écart de plus 3 entre l'âge moyen à la maternité et l'âge central des deux groupes d'âge considérés dans le calcul de  $P_1/P_2$  (l'âge 20). On additionne cet écart à 20. Ce qui donne :  $m = 23$  pour  $P_1/P_2 = 508$ .

On procède de la même façon avec  $P_2/P_3$  et  $P_3/P_4$ , et l'on trouve respectivement :  $m = 26$  et  $m = 29$ .

Pour estimer l'âge moyen à la maternité, on fait la moyenne :

$$\bar{m} = \frac{23 + 26 + 29}{3} = 26 \text{ ans.}$$

#### Estimation de la tendance de la mortalité infantile à partir de la méthode de Feeney

Les données de base étant réunies, on peut procéder à l'estimation de la tendance de la mortalité infantile à partir des équations de régression qui figurent au tableau 18.

Q, représente la proportion d'enfants décédés par âge de la mère,

M, l'âge moyen à la maternité :  $\bar{m} = 26$  ans.

L'application de cette méthode conduit aux résultats qui figurent au tableau 19.

**Tableau 17** Données permettant d'estimer l'âge moyen à la maternité à partir des relations entre les parités moyennes des groupes d'âges quinquennaux successifs

Rapport (pour 1000) entre les parités moyennes des groupes d'âges quinquennaux successifs	Ecart entre l'âge moyen à la maternité et l'âge central de chaque rapport $P_i - 1/P_i$
063-110	+ 10
111-167	+ 9
168-230	+ 8
231-293	+ 7
294-353	+ 6
354-409	+ 5
410-461	+ 4
462-508	+ 3
509-552	+ 2
553-593	+ 1
594-630	0
631-665	- 1
666-697	- 2
698-728	- 3

Source : Feeney (1977, p 4)

**Tableau 18** Equations de régression permettant d'estimer indirectement la tendance de la mortalité infantile : méthode de Feeney

Age de la mère	Equations de régression	
	Taux de mortalité infantile	Période de référence
20-24	$(244,7 + 30,5M)Q - 2,6$	$11,8 - 0,325M - 0,17Q$
25-29	$(294 + 14,9M)Q - 2,9$	$16,5 - 0,424M + 0,16Q$
30-34	$(357 + 10,4M)Q - 2,8$	$20,6 - 0,494M + 0,77Q$
35-39	$(362 + 9,77M)Q - 7,8$	$24,9 - 0,556M + 0,80Q$
40-44	$(282 + 11,0M)Q - 8,5$	$30,1 - 0,633M + 0,87Q$
45-49	$(216 + 11,1M)Q - 7,5$	$33,4 - 0,641M + 1,58Q$

Source : Feeney (1977, p 6)

**Tableau 19** Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : ensemble du pays

Age de la mère	Proportion d'enfants décédés	Taux de mortalité infantile	Nombre d'années avant l'enquête <sup>a</sup>	Période de référence
15-19	231,7	—	—	—
20-24	178,8	131,2	3,3	1974,4
25-29	198,6	132,4	5,5	1972,2
30-34	185,2	113,4	7,9	1969,8
35-39	246,8	144,2	10,6	1967,1
40-44	234,8	124,9	13,8	1963,9
45-49	247,9	117,6	17,1	1960,6

$m = 26$  ans

<sup>a</sup> La date de l'enquête est 1977,7 (elle a été réalisée entre juillet et décembre 1977).

**Tableau 20** Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : Port-au-Prince

Age de la mère	Proportion d'enfants décédés	Taux de mortalité infantile	Nombre d'années avant l'enquête <sup>a</sup>	Période de référence
20-24	201,1	145,7	3,41	1974,3
25-29	272,4	181,5	5,6	1972,1
30-34	213,8	130,7	8,1	1969,6
35-39	252,5	147,0	10,8	1966,9
40-44	215,3	113,1	14,0	1963,7
45-49	226,4	106,0	17,3	1960,4

m = 25,7 ans

<sup>a</sup> La date de l'enquête est 1977,7.

**Tableau 21** Estimation indirecte de la tendance de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney : milieu rural

Age de la mère	Proportion d'enfants décédés	Taux de mortalité infantile	Nombre d'années avant l'enquête <sup>a</sup>	Période de référence
20-24	170,7	123,6	3,4	1974,3
25-29	172,7	114,0	5,6	1972,1
30-34	179,0	108,9	8,0	1969,7
35-39	246,2	143,1	10,8	1966,9
40-44	245,2	130,0	14,0	1963,7
45-49	254,9	120,3	17,3	1960,4

m = 25,7 ans

<sup>a</sup> La date de l'enquête est 1977,7.

Cette méthode a été également appliquée pour Port-au-Prince et le milieu rural. Les résultats sont présentés respectivement au tableau 20 et au tableau 21.

### 3.3 CONCLUSION

Les trois méthodes appliquées précédemment conduisent aux résultats qui figurent au tableau 22. Les quotients de

**Tableau 22** Quotients de mortalité infantile et juvénile estimés indirectement à partir des méthodes de Brass, de Sullivan et de Feeney : ensemble du pays

Quotients de mortalité	Méthode de Brass	Méthode de Sullivan	Méthode de Feeney
1Q <sub>0</sub>	132,8	133,5	132,4
4Q <sub>1</sub>	74,9	74,8	—
5Q <sub>0</sub>	199,8	198,3	—

Source : Tableaux 14, 16 et 19

mortalité infantile et juvénile estimés indirectement à partir des méthodes de Brass et de Sullivan<sup>7</sup> se réfèrent approximativement aux cinq dernières années avant la date de l'enquête (aux environs de 1971-5). La méthode de Feeney ne permet pas d'estimer le niveau de la mortalité juvénile. Cependant on a fait figurer dans ce tableau le taux de mortalité infantile qui correspond à la période la plus récente.

Comme on pouvait s'y attendre, les résultats fournis par les techniques d'estimation indirecte sont très voisins.

- Ces résultats suggèrent qu'il n'y a pas de tendance à la baisse de la mortalité.
- La mortalité est assez élevée, de l'ordre de 200 pour 1000 pour l'ensemble de la mortalité infanto-juvénile.
- La mortalité n'est pas significativement différente selon le milieu de résidence, sauf au cours de la période récente, où elle serait plus élevée à Port-au-Prince.
- Cependant les fluctuations anormales observées dans l'évolution des proportions d'enfants décédés selon l'âge de la mère, notamment en milieu urbain, conduisent à accepter avec prudence ce dernier résultat.

Il convient maintenant de comparer ces estimations avec les données directes de l'enquête pour voir dans quelle mesure elles approchent la réalité haïtienne ou encore pour vérifier les niveaux et tendances qui ont été mesurés directement (à partir des données de l'enquête). C'est ce qui fera l'objet du chapitre 4.

<sup>7</sup> Rappelons qu'ils sont estimés à partir du modèle Ouest avec la table de même niveau de mortalité.

## 4 Comparaison entre les mesures directes de l'enquête et les techniques d'estimation indirecte

L'un des objectifs de l'étude était de corroborer à l'aide de techniques d'estimation indirecte les niveaux et tendances de la mortalité infantile et juvénile mesurés à partir des données directes de l'enquête, et plus particulièrement la surmortalité infantile enregistrée à Port-au-Prince par rapport au milieu rural.

Dans ce chapitre on se propose de comparer les mesures directes de l'EHF avec les résultats qui ont été fournis par les différentes techniques d'estimation indirecte.

On procédera, d'abord, à la comparaison des niveaux récents de la mortalité infantile et juvénile, selon les deux sources de données considérées et, ensuite, à celle des tendances.

### 4.1 NIVEAUX RÉCENTS DE LA MORTALITÉ INFANTILE ET JUVÉNILE

Dans le tableau 23 sont présentés les quotients de mortalité infantile et juvénile obtenus à partir des mesures directes de l'EHF et, également, des techniques d'estimation indirecte.

Les deux séries de données (directes et indirectes) montrent une concordance satisfaisante. Le quotient de mortalité infantile  ${}_1q_0$  diffère légèrement selon l'une ou l'autre source. La plus grande différence est constatée au niveau du quotient de mortalité juvénile  ${}_4q_1$  qui est relativement plus élevé de 9 pour cent dans l'EHF.

**Tableau 23** Niveaux récents de la mortalité infantile et juvénile selon les méthodes de Brass et de Sullivan et les mesures directes de l'enquête : ensemble du pays

Quotients de mortalité	Méthode de Brass	Méthode de Sullivan	EHF (1977) <sup>a</sup> (10 ans avant la date de l'enquête)
${}_1q_0$	132,8	133,5	133,0
${}_4q_1$	74,9	74,8	81,8
${}_5q_0$	199,8	198,3	203,9

<sup>a</sup> Les mesures directes ont été calculées sur les dix dernières années avant la date de l'enquête afin de réduire l'effet des petits effectifs.

Source : Tableaux 13, 16 et 18

**Tableau 24** Quotients de mortalité infantile et juvénile par lieu de résidence selon les données directes de l'enquête et les estimations indirectes : Port-au-Prince, milieu rural

Quotients de mortalité	Port-au-Prince		Milieu rural	
	EHF (1977) (5 ans avant l'enquête)	Méthode de Sullivan	Méthode de Sullivan	EHF (1977) (5 ans avant l'enquête)
${}_1q_0$	194,0	145,2	125,0	103,3
${}_4q_1$	79,9	110,2	67,8	77,4
${}_5q_0$	258,3	239,4	184,3	172,7

Les quotients de mortalité selon le milieu de résidence posent en revanche de sérieux problèmes. Comme le montre le tableau 24, alors que  ${}_5q_0$  calculé selon la méthode de Sullivan est inférieur de 7 pour cent (dans les deux sous-populations) au quotient calculé directement,  ${}_1q_0$  est inférieur de 25,4 pour cent à Port-au-Prince contre 17,4 pour cent en milieu rural. Ce résultat suggère donc des erreurs dans les déclarations d'âge au décès autour d'un an.

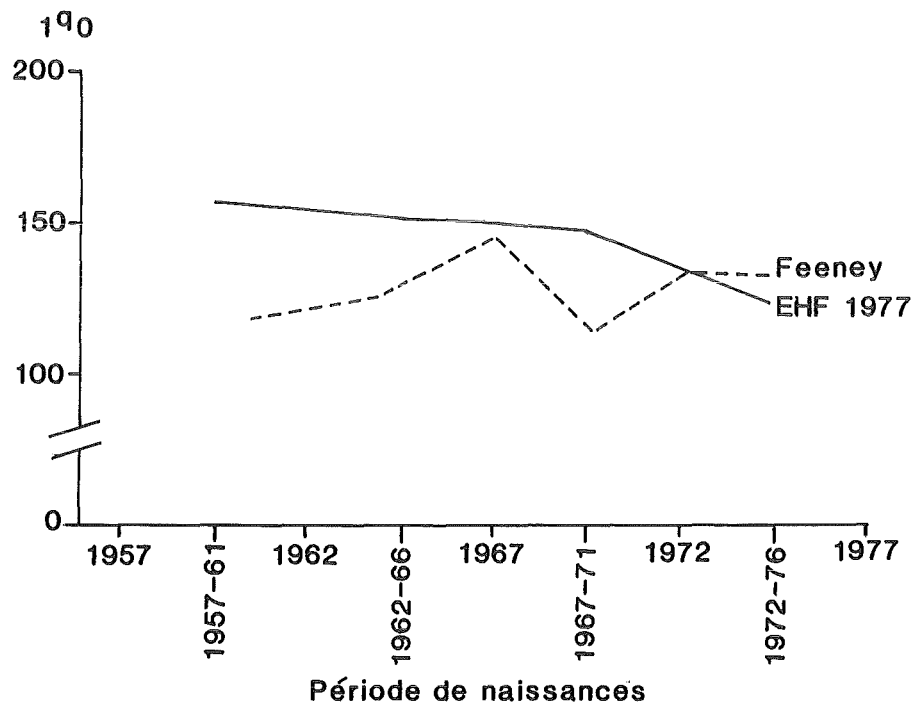
### 4.2 TENDANCES DE LA MORTALITÉ INFANTILE SELON LE LIEU DE RÉSIDENCE

La méthode de Feeney a permis d'estimer indirectement la tendance de la mortalité infantile pour l'ensemble du pays, Port-au-Prince, et le milieu rural, que l'on comparera ici aux mesures directes de l'enquête.

Les données de l'EHF pour l'ensemble du pays (graphique 3) montrent une tendance à la baisse depuis 1957-61 (le chiffre du tableau 2 pour 1952-6 n'a pas été retenu, étant manifestement sous-estimé). En revanche, les estimations indirectes suggèrent une hausse légère, si l'on admet que la fluctuation caractérisée par une baisse en 1969-70 s'explique par une sous-déclaration des décès d'enfants des mères âgées de 30-34 ans (voir tableaux 12 et 19), relativement aux deux groupes adjacents.

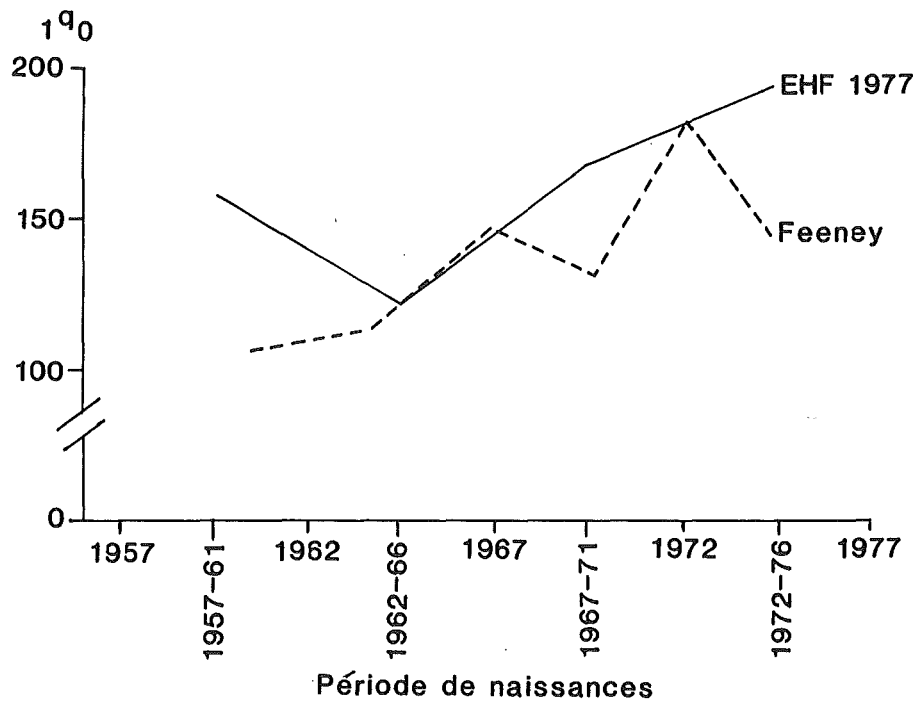
Pour Port-au-Prince, les estimations ne concordent pas (graphique 4). Nous retrouvons, plus accentuée encore, la fluctuation de 1969-70, correspondant aux décès d'enfants des femmes âgées de 30-34 ans. Et si l'on excepte le point correspondant, dans l'estimation directe, à la période 1957-61, la mortalité infantile augmente plus vite que dans l'estimation indirecte, ce qui renvoie à la présomption d'une sous-déclaration de la mortalité infantile de plus en plus importante à mesure que l'on remonte dans le temps (exception faite, bien sûr, de 1967-61 : mais ce quotient est encore plus sujet à caution).

En ce qui concerne le milieu rural enfin (graphique 5), la concordance entre les deux séries d'estimations est un peu meilleure, mais ici encore la tendance (à la baisse dans ce cas) est beaucoup plus franche dans l'estimation directe.



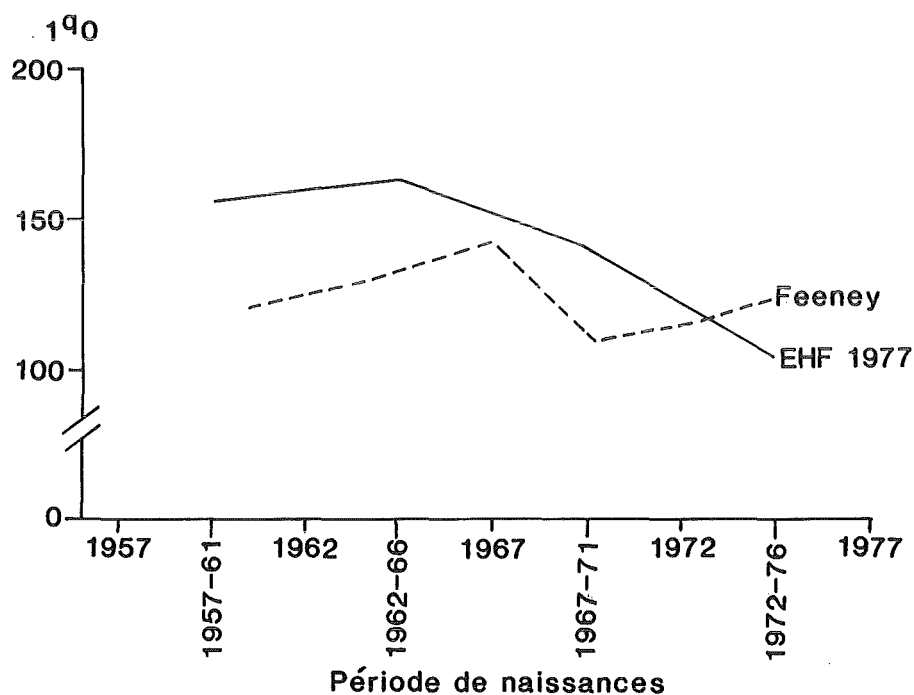
**Graphique 3** Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : ensemble du pays

Source : Tableaux 2 et 19



**Graphique 4** Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : Port-au-Prince

Source : Tableaux 2 et 20



**Graphique 5** Tendances de la mortalité infantile selon la méthode de Feeney et les mesures directes de l'EHF 1977 : milieu rural

Source : Tableaux 2 et 21

#### 4.3 CONCLUSION

Les estimations directes et indirectes des niveaux de la mortalité, pour l'ensemble du pays et pour la période

récente concordent assez bien. En revanche, les estimations faites sur chaque sous-ensemble (urbain-rural) sont beaucoup moins satisfaisantes, et encore moins dès que l'on cherche à estimer non plus les niveaux, mais les tendances au cours des 20 dernières années.

## 5 Conclusion générale

Le niveau de la mortalité infantile et juvénile, en Haïti, demeure encore relativement élevé. Dans la liste des pays de l'Amérique Latine faisant partie du programme de l'Enquête Mondiale sur la Fécondité, Haïti présente le niveau de mortalité infantile et juvénile le plus élevé (soit respectivement 133 et 81 pour mille). Ensuite vient le Pérou avec 102,3 et 62,2 pour mille.

D'une manière générale, les facteurs qui provoquent cette mortalité infantile et juvénile élevée en Haïti sont essentiellement de type social et économique. Ainsi, 49 pour cent des décès d'enfants de moins d'un an sont dus à des facteurs du milieu extérieur et sont encore évitables.

A Port-au-Prince, la tendance récente à la hausse de la mortalité infantile se traduit notamment par une plus forte proportion de décès post-néonataux (63 pour mille environ de l'ensemble de la mortalité infantile).

Les statistiques des causes de décès pourraient aider à identifier les types de maladies qui sont imputables à cette mortalité infantile élevée à Port-au-Prince. Cependant elles sont de mauvaise qualité, avec un taux de couverture très faible et un pourcentage de causes inconnues et mal définies équivalant à 58 pour cent (DSPP 1981).

Toutefois certains indicateurs peuvent servir d'éléments explicatifs :

- 20 pour cent des logements ordinaires dans l'Aire Métropolitaine n'ont aucun type de cabinet d'aisance, ce qui augmente le degré d'insalubrité et peut affecter la santé de l'enfant (IHSI 1971).
- 46 pour cent des logements ordinaires s'approvisionnent en eau par achat ; d'où une possibilité de contamination et de transmission de certains germes de maladies infectieuses gastro-intestinales, qui sont reconnues de nos jours comme la cause principale des décès d'enfants de moins d'un an (IHSI 1971).

D'autre part, l'exode rural provoque une dégradation croissante des conditions du milieu urbain. Les quartiers

populaires sont surpeuplés. Dans la majorité des cas, les migrants se retrouvent dans les strates les plus défavorisées de la population ; ils occupent en grand nombre la même unité d'habitation ; leur niveau d'instruction est très faible ; le maigre salaire qu'ils reçoivent en tant qu'ouvriers ne leur suffit pas pour résoudre leurs problèmes de nutrition. On comprend aisément qu'un enfant qui naît dans ces conditions, n'a pas de fortes chances de survivre jusqu'à la première année de vie. Ces personnes ont d'ailleurs une fécondité élevée et, par conséquent, un nombre relativement grand d'enfants exposés au risque de décès.

Dans la zone rurale, la mortalité infantile et juvénile tend à diminuer. Cependant une forte proportion des décès d'enfants de moins d'un an ont lieu au cours du premier mois de la vie. Ceci est imputable à l'inexistence de services de santé dans les zones les plus reculées, à l'influence des sage-femmes traditionnelles non compétentes, ou encore à l'ignorance de la mère quant aux soins qu'elle doit procurer à l'enfant.

Ces considérations, qui tiennent compte de manière globale des facteurs socio-économiques, n'excluent pas pour autant l'incidence que peuvent avoir ceux de type démographique, tels que le sexe de l'enfant, le rang de naissance ou l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, etc. Mais certains de ces facteurs, eux aussi, sont déterminés dans une certaine mesure par les facteurs socio-économiques (par exemple, le niveau d'instruction de la mère).

L'influence du contexte socio-économique sur la mortalité infantile et juvénile est donc considérable. Malheureusement, les données disponibles ne permettent pas d'appréhender dans le cadre d'une analyse plus détaillée, son impact sur la mortalité dans l'enfance, surtout à Port-au-Prince où la nécessité se fait le plus ressentir.

Par conséquent, il serait recommandé d'accorder, dans le futur, une place prioritaire aux facteurs socio-économiques dans toute opération de collecte qui vise à une connaissance plus précise et plus large de la mortalité infantile et juvénile en Haïti.



# Bibliographie

- Brass, William (1974). Métodos para estimar la fecundidad y la mortalidad en poblaciones con datos limitados. Selección de trabajos de William Brass. CELADE, Série E, n° 14. Santiago.
- Brass, William (1975). Methods for Estimating Fertility and Mortality from Limited and Defective Data. University of North Carolina : Laboratories for Population Studies.
- Chackiel, Juan (1981). Niveles y Tendencias de la Mortalidad Infantil en base en la Encuesta Mundial de Fecundidad. *Notas de Población* n° 27.
- Chackiel, Juan (1981). Factores que Afectan a la Mortalidad en la Niñez. *Notas de Población* n° 28.
- Charbit, Yves (à paraître). La nuptialité dans la Caraïbe. Paris : INED.
- Courbage, Youssef (1982). *Population—Développement et Politiques de Population*. Port-au-Prince : Division d'Analyse et de Recherches Démographiques. Département de la Santé Publique et de la Population (DSPP) (1981). *Rapport Annuel d'Activités Hospitalières*. Port-au-Prince.
- Elizaga, Juan C. (1969). Métodos demográficos para el estudio de la mortalidad. CELADE, Série E, n° 4. Santiago.
- Feeney, Griffith (1977). Estimación de tasas de mortalidad infantil a partir de información de sobrevivencia de hijos clasificados por edad de la madre. CELADE. Santiago.
- Guzmán, José Miguel (1980). Evaluation of the Dominican Republic National Fertility Survey 1975. *WFS Scientific Reports* n° 14.
- Hill, Kenneth (1976). Análisis de preguntas retrospectivas. CELADE, Série A, n° 129. Santiago.
- IHSI (1971). Recensement général de la population et du logement, Volume I : Résultats pour l'ensemble du pays. Port-au-Prince.
- IHSI (1981). *Séminaire national sur les résultats de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité : Port-au-Prince, 14-15 octobre 1981*. Port-au-Prince.
- IHSI/EMF (1981). *Enquête Haïtienne sur la Fécondité (1977) : Rapport national, volume I*. Port-au-Prince.
- Meegama, S.A. (1980). Socio-Economic Determinants of Infant and Child Mortality in Sri Lanka : an Analysis of Post-War Experience. *WFS Scientific Report* n° 8.
- Mott, Frank L. (1982). Infant Mortality in Kenya : Evidence from the Kenya Fertility Survey. *WFS Scientific Reports* n° 32.
- Nations Unies (1969). Méthodes permettant d'estimer les mesures démographiques fondamentales à partir de données incomplètes. Manuel IV. New York.
- Nations Unies (1973). The Determinants and Consequences of Population Trends. ST/SOA/Série A/50, volumen I. New York.
- Reyes, Florentina (1981). Evaluation of the Republic of the Philippines Fertility Survey 1978. *WFS Scientific Reports* n° 19.
- Rincón, Manuel. Mortalidad I (apuntes de clase). CELADE, subse. San José, Costa Rica.
- Rincón, Manuel y Antonio Ortega. Mortalidad nivel. Características. Fascículo IV, EDENH, CELADE.
- Rodríguez, Virginia (1978). La Fecundidad en Costa Rica según la Encuesta Nacional de Fecundidad (WFS). *Notas de Población* n° 18.
- Rutstein, Shea Oscar (1983). Infant and Child Mortality : Levels, Trends and Demographic Differentials. *WFS Comparative Studies* n° 24.
- Somoza, Jorge L. (1980). Illustrative Analysis : Infant and Child Mortality in Colombia. *WFS Scientific Reports* n° 10.
- Somoza, J.L. (1976). Agosto de 1976, Encuesta Demográfica Nacional de Bolivia : Informe sobre Aspectos Demográficos. *Notas de Población* n° 11.
- Tardieu, Camille (1984). Evaluation des données de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité. *WFS Scientific Reports* n° 50.
- Taucher, Erica (1979). La Mortalidad Infantil en Chile. *Notas de Población* n° 20.

