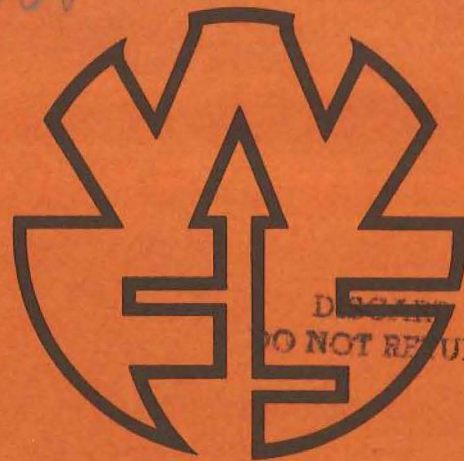


DUBL. *Saint-Louis Dec-1931*

(B)



DISCARD AFTER USE
DO NOT RETURN TO LIBRARY

Scientific Reports

NUMBER 50 AUGUST 1984

RECEIVED

FEB 27 1985

CAMILLE TARDIEU

Evaluation des données de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité

INTERNATIONAL STATISTICAL INSTITUTE
Permanent Office. Director: E. Lunenberg
428 Prinses Beatrixlaan, PO Box 950
2270 AZ Voorburg
Netherlands

WORLD FERTILITY SURVEY
Project Director: Halvor Gille
35 - 37 Grosvenor Gardens
London SW1W 0BS
United Kingdom

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 Ocasiones 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

Evaluation des données de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité

CAMILLE TARDIEU

Institut Haïtien de Statistique

The recommended citation for this publication is:

Tardieu, Camille (1984). Evaluation des données de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité. *WFS Scientific Reports* no 50. Voorburg, Netherlands: International Statistical Institute.

Table des matières

PRÉFACE	7
SUMMARY	9
1 INTRODUCTION	11
1.1 Caractéristiques de la République d'Haïti	11
1.2 L'Enquête Mondiale sur la Fécondité (EMF)	11
1.3 L'Enquête Haïtienne sur la Fécondité (EHF)	11
1.4 Taux de couverture et de réponse	12
2 ERREURS ET BIAIS POUVANT AFFECTER LES DONNÉES RECUEILLIES DANS UNE ENQUÊTE SUR LA FÉCONDITÉ	16
2.1 Procédés de sélection	16
2.2 Erreurs sur la déclaration de l'âge	16
2.3 Erreurs sur les données rétrospectives	16
Omissions	17
Déplacement des naissances	17
3 ÉVALUATION DE LA QUALITÉ DES DONNÉES SUR L'ÂGE	18
3.1 Enquête ménage	18
Analyse interne	18
Analyse externe : enquête ménage et recensement de 1971	25
3.2 Enquête individuelle	26
Analyse interne	26
Analyse externe : enquête individuelle — enquête ménage — recensement de 1971	27
4 ÉVALUATION DE LA QUALITÉ DES DONNÉES SUR LA NUPTIALITÉ	29
4.1 Introduction	29
4.2 L'état d'union selon l'âge	29
Enquête individuelle	29
Comparaison avec l'enquête ménage	31
Comparaison externe : enquête et recensement de 1971	32
4.3 Age à la première union et type de cette union	34
Intensité et calendrier	35
Estimation de l'âge moyen à la première union par application du modèle de nuptialité de Coale	37
5 ÉVALUATION DE LA QUALITÉ DES DONNÉES SUR LA FÉCONDITÉ	39
5.1 Introduction	39
5.2 Descendance finale	39
5.3 Fécondité par âge	39
5.4 Fécondité par cohorte et période	43
Ensemble du pays	43
Nature du lieu de résidence	45
Niveau d'éducation	46
Cohorte d'union et cohorte de maternité	47
5.5 Intervalle intergénéral par cohorte et par période	48
5.6 Application du modèle de Coale à l'étude des premières naissances	49

5.7	Détection d'erreurs ou omissions lors des déclarations d'enfants nés vivants	50	19	Comparaison des répartitions (en pour cent) par âge au moment du recensement de 1971 des femmes mariées ou placées au moment de ce recensement obtenues par le recensement et par l'enquête individuelle	34
	Rapports de masculinité à la naissance	52			
	Proportion d'enfants décédés	53			
6	MORTALITÉ INFANTILE ET JUVÉNILE	55	20	Comparaison des proportions par âge des femmes mariées ou placées pour 1971 et 1977 (enquête individuelle)	34
7	CONCLUSION	58	21	Proportions cumulées de femmes déjà entrées en union selon l'âge à la première union	34
BIBLIOGRAPHIE		60	22	Répartition (en pour cent) des femmes en union au moment de l'enquête selon l'âge à l'enquête et le type de la première union	35
TABLEAUX			23	Nombre moyen d'unions selon l'âge à l'enquête (enquête individuelle)	36
1	Résultats du dénombrement et taux de couverture de l'enquête ménage	13	24	Proportion des premières unions cumulées selon l'âge d'entrée en union et l'âge à l'enquête	37
2	Résultat final et taux de réponse obtenus pour l'enquête ménage	13	25	Estimation de l'âge moyen à la première union par application du modèle de Coale	38
3	Résultat final et taux de réponse obtenus pour l'enquête individuelle	14	26	Nombre moyen d'enfants nés vivants par femme selon l'âge à l'enquête EHF de 1977 et l'âge au recensement de 1971	39
4	Taux de réponses combinés (%)	15	27	Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par année de calendrier	41
5	Distribution par âge et par sexe (enquête ménage)	19	28	Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par périodes 1950 - 1976	41
6	Indices de Myers calculés pour l'enquête ménage et le recensement de 1971 selon le sexe, le type de résidence et le niveau d'instruction	20	29	Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge en 1976 selon la nature du lieu de résidence	42
7	Indice combiné des Nations Unies (ICN) : calcul détaillé (enquête ménage)	21	30	Taux de fécondité par cohorte et par période — EHF 1977	43
8	Indice combiné des Nations Unies selon la nature du lieu de résidence (enquête ménage)	22	31	Taux de fécondité par cohorte et par période : urbain	46
9	Répartition par sexe, âge et nature du lieu de résidence de la population de l'enquête ménage	23	32	Taux de fécondité par cohorte et par période : rural	47
10	Rapport de masculinité par âge	24	33	Taux de fécondité par cohorte et par période pour les femmes ne sachant ni lire ni écrire — EHF 1977	48
11	Répartition (en pour cent) des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête individuelle, de l'enquête ménage et du recensement de 1971 par groupe d'âge et selon la nature du lieu de résidence	27	34	Taux de fécondité par cohorte et par période pour les femmes sachant lire et écrire — EHF 1977	49
12	Répartition (en pour cent) des femmes de l'enquête individuelle selon le groupe d'âge et l'état d'union	29	35	Taux de fécondité selon la cohorte d'union (femmes entrées en première union durant la même période) et la durée d'union au moment de l'enquête — EHF 1977	50
13	Comparaison des répartitions (en pour cent) des femmes selon l'état d'union dans l'enquête ménage et dans l'enquête individuelle	31	36	Taux de fécondité selon la cohorte de maternité (femmes ayant eu leur premier enfant durant la même période) et la durée écoulée depuis la première maternité au moment de l'enquête — EHF 1977	51
14	Répartitions des femmes de l'enquête individuelle selon l'état d'union déclaré dans cette enquête et celui déclaré dans l'enquête ménage	31	37	Durée moyenne de l'intervalle (en mois) entre naissances selon le groupe d'âge de la mère et la période — EHF 1977	51
15	Pourcentage de femmes ayant déclaré le même état d'union dans l'enquête individuelle et dans l'enquête ménage selon le groupe d'âge actuel	32	38	Estimation de l'âge moyen à la première naissance par l'application du modèle de Coale (modifié) — EHF 1977	51
16	Comparaison des répartitions selon l'état d'union et le groupe d'âge obtenues par l'enquête individuelle (EI) et l'enquête ménage (EM) pour les femmes de 15 à 49 ans	32	39	Rapports de masculinité des naissances selon la période, la région de résidence, le niveau d'éducation de la mère et le rang de la naissance	53
17	Comparaison des répartitions selon l'état d'union obtenues par le recensement de 1971, l'enquête individuelle et l'enquête ménage pour les femmes de 15 à 49 ans	33			
18	Comparaison des répartitions (en pour cent) selon l'état d'union et le groupe d'âge obtenues par le recensement de 1971 et l'enquête individuelle	33			

40	Proportion d'enfants décédés selon l'âge de la mère à l'enquête et le sexe ; rapport de masculinité des décès et des naissances	53	7	Rapport de masculinité selon l'enquête ménage et le recensement de 1971 — ensemble; Haïti — EHF 1977	27
41	Mortalité infantile et juvénile selon l'année de naissance	56	8	Rapport de masculinité selon la nature du lieu de résidence d'après l'enquête ménage et le recensement de 1971; Haïti — EHF 1977	28
42	Quotients de mortalité par période — EHF 1977	57	9	Répartition (en pour cent) des femmes de l'enquête individuelle selon l'état d'union au moment de l'enquête; Haïti — EHF 1977	30
43	Quotients de mortalité par période selon la nature du lieu de résidence	57	10	Répartition par âge à la première union des femmes déjà entrées en union selon la nature du lieu de résidence; Haïti — EHF 1977	35
44	Quotients de mortalité infantile (${}_1q_0$) selon l'âge de la mère à la naissance et la période — EHF 1977	57	11	Intensité et calendrier de l'entrée en union; Haïti — EHF 1977	36
GRAPHIQUES			12	Nombre moyen d'enfants nés vivants selon l'âge de la femme; Haïti — EHF 1977	40
1	Répartition des hommes selon l'âge (en pour cent); EHF 1977 — enquête ménage	20	13	Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et année de calendrier (moyenne mobile sur 3 ans); Haïti — EHF 1977	40
2	Répartition des femmes selon l'âge (en pour cent); Haïti — EHF 1977 — enquête ménage	20	14	Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par période	42
3	Répartition (pour 10.000) par sexe et par âge de la population de l'enquête ménage et de celle du recensement; Haïti — EHF 1977	23	15	Taux de fécondité par cohorte et par période selon la nature du lieu de résidence; Haïti — EHF 1977	44
4	Répartition par groupe d'âge des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête ménage, de l'enquête individuelle et du recensement de 1971 (en pour cent) — ensemble; Haïti — EHF 1977	24	16	Taux de fécondité par groupe d'âge et par génération; Haïti — EHF 1977	45
5	Répartition (pour 10.000) par sexe, âge et nature du lieu de résidence selon l'enquête ménage et selon le recensement de 1971; Haïti — EHF 1977	25	17	Intervalles entre naissances (en mois) par cohorte et par période; Haïti — EHF 1977	52
6	Répartition par groupe d'âge des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête ménage, de l'enquête individuelle et du recensement de 1971 (en pour cent), selon la nature du lieu de résidence; Haïti — EHF 1977	26	18	Répartition (en pour cent) des naissances selon l'année; Haïti — EHF 1977	52
			19	Quotients de mortalité infantile et de mortalité juvénile selon l'année (moyenne mobile sur 3 ans); Haïti — EHF 1977	55

Préface

Un des objectifs principaux de l'Enquête Mondiale sur la Fécondité (EMF) est d'aider les pays participants à obtenir des données de bonne qualité. On est en droit de penser que l'application des normes requises par l'EMF a abouti à une qualité supérieure à celle habituellement obtenue ; néanmoins, la nécessité d'évaluer celle-ci de façon détaillée demeure. On sait qu'une telle évaluation sert non seulement à repérer d'éventuelles imperfections existant dans les données, ce qui permet d'avertir l'analyste, mais encore à mettre en lumière d'éventuels défauts de l'approche choisie par l'EMF, défauts auxquels il pourra ainsi être remédié lors d'enquêtes ultérieures. C'est dans cette perspective que l'EMF a mis sur pied, en tant que partie intégrante de sa politique d'analyse, un programme d'évaluation scientifique des données de chaque enquête nationale.

Une série de groupes de travail a été organisée à Londres avec pour double objectif de réaliser ce programme et de former les chercheurs des pays participants aux techniques d'analyse utilisées. Ainsi, réunis par groupes de quatre ou cinq et travaillant en étroite collaboration avec l'équipe de l'EMF et ses consultants, ces chercheurs ont pu évaluer la qualité des données de l'enquête de leur propre pays après avoir reçu la formation adéquate en matière de techniques démographiques et de traitement des données.

Le troisième de ces groupes, comprenant des chercheurs de quatre pays francophones, Cameroun, Haïti, Tunisie et Sénégal, s'est réuni d'octobre 1980 à janvier 1981.

Le présent rapport présente le résultat de l'évaluation des données de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité réalisée en 1978 ; il a été préparé par Camille Tardieu. Les idées échangées et les discussions avec les autres participants au groupe : Albert Bioumla pour le Cameroun, Hédi Jemai pour la Tunisie, et Lamine Gueye pour le Sénégal, ont également contribué à son achèvement.

C'est grâce à Shea Rutstein, coordinateur du groupe de travail, que cette tâche a pu être menée à bien ; beaucoup d'autres membres de l'équipe de l'EMF y ont apporté leur concours technique. Benoît Ferry et Maryse Hodgson y ont également contribué en tant que consultants.

HALVOR GILLE
Directeur du Projet

Summary

The high standards set by WFS are expected to yield data of a better quality than typically obtained in the past, but this expectation does not obviate the need for a detailed assessment of the quality of these data. As part of its analysis policy, the WFS has initiated a programme of scientific assessment of the quality of the data from each survey. The work has been done during a series of evaluation workshops organized at the WFS London headquarters. The third of these workshops, involving researchers from four French-speaking countries, one of which was Haiti, was held between October 1980 and January 1981. The results of the evaluation of the Haiti Fertility Survey are summarized below.

General background of the survey

The Haiti Fertility Survey (Enquête Haïtienne sur la Fécondité) was carried out within the framework of the World Fertility Survey. The fieldwork was carried out between July and September 1977. The sampling frame for the Haiti Fertility Survey was based on the enumeration districts (EDs) prepared for the Population Census of 1971. Three strata were established: Port-au-Prince (stratum I), other cities (stratum II) and rural areas, including small towns of less than 10 000 inhabitants (stratum III). In selected EDs, a listing of households in stratum I and dwellings in strata II and III was prepared by enumerators in June 1977. From these lists, a sample was drawn and attempts made to interview each household. Finally, in each successfully enumerated household, all women aged 15–49 who had spent the previous night in the household were interviewed in detail. The aim was to interview about 4000 women.

Both the questionnaires used (the household and the individual questionnaire) were in Creole. The household schedule collected data on age, sex, marital status, educational level, usual place of residence, and relationship to the head of the household. The individual questionnaire used was the WFS core questionnaire, adapted to the conditions prevalent in Haiti.

Completeness

In all, 3022 household interviews were completed from a total of 3356 dwellings and household units visited. The gross response rate, that is to say the overall ratio of interviewed households to the total number of selected households, was 90 per cent, whereas the net response rate, excluding vacant or non-existent dwellings, was 96.2 per cent.

The individual survey response rate was 94.4 per cent for the total sample, 91.1 per cent in Port-au-Prince (stratum I), 91.8 per cent in small provincial towns (stratum II) and 96.3 per cent in rural areas (stratum III). Altogether, 3351 women were interviewed successfully: 996 in stratum I,

281 in stratum II and 2014 in stratum III. After the weighting of stratum II by 0.5 to compensate for over-sampling this stratum, the total weighted sample consisted of 3211 women. Most of the non-response to the individual survey was due to the absence of the woman from the household.

Age reporting

Information about age was obtained in the household survey by asking only about current age; in the individual survey each woman was asked both her age and her date of birth (the interviewers having been instructed to ask for the birth certificate when possible).

Given the greater care taken in collecting the data on age in the individual survey, we would expect a higher quality. In fact, the two distributions are very similar, especially in their irregularities: we find both preferences for years of birth ending with 2 or 7 (reflecting the fact that the survey was done in 1977) and an underestimation of the women belonging to the cohorts at the limits of eligibility (especially the cohort at the upper limit). The first of these two problems is inherent in obtaining data on age in countries where age is not important for most people and vital registration is incomplete; the second is of a different kind and could have been avoided.

Nevertheless, Whipple's index calculated for the household male and female populations indicates a greater preference for ages ending in digits 0 and 5 among males. This may be due to the fact that women were more likely to be at home and to be their own respondent on the household schedule.

The pattern of sex ratios is difficult to interpret in the absence of information about emigration, which is an important factor in Haiti. The patterns for the total population and for urban and rural areas are similar to those obtained from the 1971 census data except for the ages at the limits of eligibility, providing further evidence of the exclusion of some women. More surprisingly, the sex ratios at ages 2–4 also show discrepancies which may be due to higher child mortality among girls. However, the small sample size means that no firm conclusions can be drawn.

Nuptiality

Since formal marriage was not the only type of union prevailing in Haiti, the Haiti Fertility Survey considered other types of union in cases where they involved more or less regular sexual relations with a partner. Five types were defined: *rinmin*, *fiancée* and *vivavek*, in which the partners do not live together, and *mariée* and *placée* in which they do.

There are some inconsistencies between the type of union declared in the household survey and that declared in the individual survey, especially for the categories *rinmin* and

fiancée. Only 42 per cent of the women of these categories have the same type of union according to the two surveys. Overall 11 per cent of the women were inconsistent between the household schedule and the individual questionnaire. This inconsistency may be due to two factors: first, the person who answered the household schedule was not necessarily the woman who was later interviewed in the individual survey, and secondly, the nomenclature for these types of union was used for the first time in any survey and as the definitions of the non-cohabiting unions are less precise, women may not have understood into which category they fell.

There is no obvious link between age at the time of the survey and the extent of inconsistencies.

Once the different definitions of union have been taken into account, the HFS results are comparable to those of the 1971 census. However, it seems that women belonging to the cohorts at the limits of eligibility were more often excluded when in union.

An application of Coale's model led to the conclusion that age at first union had risen and reinforces the suspicion that there had been some omission of first unions (especially non-cohabiting unions) among older women.

Fertility

The Haiti survey is so far the only survey in the WFS programme where birth history was recorded starting with the most recent birth.

There is some heaping of birth dates at years ending with 0, 5 or 7, so that the TFR is always higher for those years, confirming the tendency of mothers to declare the time elapsed since the birth in preferred years.

The mean number of children ever born, according to the age of the mother at the time of the survey, shows a regular pattern up to the age of 39, but the value observed for the age group 40–44 seems far too high as compared to those for the groups 35–39 and 45–49. This could be due either to an omission of births or misreporting of mother's age. Omission seems to have occurred especially among older women (those aged 45–49) since the cohort-period rates show lower fertility at all ages for this cohort than for younger cohorts.

The somewhat too high mean number of children ever born of the cohort aged 40–44 seems to be due to misreporting of the age of the mother. This cohort has very high cumulative fertility for all periods compared to that of the cohort aged 35–39. Age-specific rates are also always higher up to the age of 30. This could have occurred because these women shifted the dates of their births towards the survey, but as the birth history was recorded starting with the most recent birth, it is probably caused by age misreporting of the mother, especially if the rates are determined using observed fertility. This last hypothesis seems plausible if we look at the birth intervals, which do not seem to suffer any distortions.

Application of Coale's model for mean age at first birth and calculation of fertility rates specific to motherhood cohorts (those consisting of women having their first birth at the same time) and for marriage cohorts, all lead to the conclusion that there has been a decrease in fertility in the 10 years preceding the survey.

Infant and child mortality

Because the HFS interviewed only women under 50, the data on infant and child mortality suffer from truncation. The problem is compounded by the mistaken exclusion of older women, especially as the sample size is very small (3351 women, reporting only about 850 deaths). Moreover, in the HFS, as in almost all other WFS surveys conducted in developing countries, omission of births and consequently of deaths at young ages is more likely to occur for periods further from the survey, and the rates for periods before 1960 must be interpreted with caution.

The tendency to report ages at death as one year exactly, in cases where the death occurred around that age, probably led to an underestimation of infant mortality rates. Rates according to age of mother at birth show the usual pattern up to the age of 34, and the decrease observed for older ages is probably due to omission. A downward trend may be observed, with the infant mortality rate falling from 140 per thousand in 1970 to around 116 per thousand in 1975.

However, in Haiti the level of infant and child mortality is still high compared to that of other Caribbean countries. Surprisingly, rural areas have lower infant and child mortality than urban areas.

1 Introduction

L'Enquête Haïtienne sur la Fécondité, conduite par l'Institut Haïtien de Statistique dans le cadre de l'Enquête Mondiale sur la Fécondité (EMF), avait pour objectif d'obtenir des données sur la fécondité, la nuptialité et la mortalité infantile et juvénile en Haïti, ainsi que d'estimer les niveaux et les tendances récentes de la fécondité.

L'enquête sur le terrain s'est déroulée de juillet à décembre 1977. La première phase de l'enquête consistait en un dénombrement des membres de facto et de jure des ménages tirés par sondage, dans le but d'identifier les femmes aptes à être enquêtées dans l'enquête individuelle. Au total 3.356 ménages ont été recensés dont 3.008 ont été retenus, regroupant après pondération 13.930 individus et 3.211 femmes âgées de 15 à 49 ans.

Cette enquête est, aujourd'hui, une des plus importantes sources de données démographiques en Haïti, étant donnée la faible couverture de l'état civil.

Le présent rapport essaie d'évaluer la qualité des données obtenues lors de l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité, ainsi que les limites de fiabilité des estimations démographiques obtenues.

Le premier chapitre présente les caractéristiques des données collectées par l'Enquête Mondiale sur la Fécondité avec leurs types d'erreurs possibles, tandis que le deuxième traite en particulier de l'enquête haïtienne. Le troisième chapitre procède à une analyse de la qualité des données sur l'âge, en accordant une importance particulière aux femmes âgées de 15 à 49 ans. Les chapitres suivants évaluent la qualité des données sur la nuptialité, la fécondité et la mortalité infantile et juvénile.

1.1 CARACTÉRISTIQUES DE LA RÉPUBLIQUE D'HAÏTI

La République d'Haïti couvre un territoire de 27.700 km². Sa population en 1980 était estimée à 5 millions d'habitants (cf. Projections provisoires de la population d'Haïti 1980), ce qui représente une densité d'environ 181 habitants au km², soit une des plus fortes du continent américain.

L'économie du pays est basée presque essentiellement sur l'agriculture. En 1971, on dénombrait 80 pour cent de la population dans les zones rurales. La commune de Port-au-Prince, capitale économique et administrative, comptait 52 pour cent de la population urbaine. Malgré une certaine tendance à l'urbanisation observée entre 1950 et 1971, à peine 15 pour cent de la population totale résidait dans des villes de plus de 10.000 habitants en 1971.

Le taux d'analphabétisme est assez élevé. Selon le recensement de 1971, seulement 20,3 pour cent des Haïtiens étaient alphabétisés. On comptait 17 pour cent des femmes qui savaient lire et écrire. Cependant, leur taux net d'activité était assez élevé (65,7 pour cent).¹

¹ Recensement de 1971. Ce taux tient compte des aides familiales.

1.2 L'ENQUÊTE MONDIALE SUR LA FÉCONDITÉ (EMF)

L'Institut International de Statistique, avec la participation d'organismes nationaux de plusieurs pays, a lancé un programme d'enquêtes nationales sur la fécondité sous l'appellation "Enquête Mondiale sur la Fécondité". Les principaux objectifs de ce programme peuvent se résumer ainsi :

- fournir les données scientifiques permettant aux pays participants de décrire et d'interpréter la fécondité de leur population ;
- accroître, sur le plan national, et notamment dans les pays en voie de développement, l'efficacité en matière de recherche sur la fécondité et d'autres aspects de l'évolution démographique ;
- faire des analyses comparatives de la fécondité et des facteurs qui l'influencent dans différents pays et régions du monde.

Afin de réaliser ces objectifs, l'EMF encourage la réalisation d'enquêtes par sondage à dessein scientifique, basées sur le tirage d'un échantillon des ménages à partir duquel un sous-échantillon de femmes susceptibles d'être enquêtées individuellement est obtenu. L'enquête ménage permet de recueillir des données supplémentaires sur les caractéristiques générales de la population et, dans certains pays, sur l'habitat.

La fiabilité des résultats de l'enquête sur la fécondité dépend de la qualité des données recueillies. Malgré le grand soin apporté à la formulation du questionnaire et le contrôle méticuleux des opérations de collecte, il se peut néanmoins que dans certaines situations particulières, des erreurs puissent s'introduire affectant les estimations obtenues à partir des données. Il est donc absolument nécessaire d'évaluer la qualité de ces données afin de déterminer l'ampleur des biais possibles et de décider de l'influence finale de ces biais sur les estimations produites.

1.3 L'ENQUÊTE HAÏTIENNE SUR LA FÉCONDITÉ (EHF)

L'Enquête Haïtienne sur la Fécondité s'inscrit dans les objectifs de L'EMF. En outre, elle a adopté des objectifs spécifiques au pays :

- vérifier les taux de fécondité établis par le recensement de 1971 et par l'enquête démographique de 1971-1975 ;
- mettre en évidence les éléments spécifiques de la fécondité haïtienne, grâce à l'étude approfondie des facteurs que la contraception affectant la fécondité ;
- mesurer le degré de connaissance des méthodes de contraception et le comportement en matière de planification familiale ainsi que la dimension de la famille ;

d) établir les facteurs différentiels de la fécondité selon des variables géographiques, socio-culturelles, économiques et démographiques.

Le questionnaire ménage de l'EHF avait pour but principal d'identifier les femmes aptes à répondre au questionnaire individuel. Il permettait aussi de collecter des données sur les membres des ménages. Toutes les personnes du ménage étaient prises en considération, tant la population de jure (résidant normalement dans le ménage) que la population de facto (ayant passé la nuit précédente dans le ménage). Pour l'analyse de la qualité des données de l'enquête, seule la population de facto a été retenue. L'enquête ménage a obtenu des renseignements sur la région de résidence, le lien de parenté avec le chef de ménage, la résidence de facto ou de jure, le sexe, l'âge, le degré d'instruction et la situation matrimoniale. A partir de ces données, toutes les femmes âgées de 15 à 49 ans étaient sélectionnées pour répondre au questionnaire individuel.

Le questionnaire individuel a été adapté aux besoins spécifiques du pays et permet de répondre aux réalités sociales, économiques et culturelles d'Haïti. Les différentes sections abordent les sujets suivants :

- 1 Identification de l'enquêtée
- 2 Historique de la maternité et des grossesses
- 3 Connaissance et pratique de la contraception
- 4 Historique des unions
- 5 Régulation de la fécondité
- 6 Activité professionnelle
- 7 Renseignements concernant le (dernier) partenaire

L'étude présente est limitée à l'évaluation des données des sections 1, 2 et 4, celle des autres sections étant irréalisable :

Près de 95 pour cent² des questionnaires individuels ont été complétés avec succès. Les résultats étaient nettement meilleurs en milieu rural, avec un taux de réponse de 97 pour cent, que dans les villes de province et à Port-au-Prince, où le taux de réponse était de 93 pour cent et 91 pour cent respectivement.

Le questionnaire individuel de l'EHF est une source importante d'informations à cause de la quantité de variables utilisées. De plus, certaines mesures ont été prises afin d'améliorer la qualité des données. Par exemple, en ce qui concerne l'âge de la femme, l'enquêteur devait vérifier à l'aide d'un certificat de naissance la validité de l'information donnée oralement. Lorsque l'enquêtée ne pouvait présenter un certificat, le mois et l'année de naissance étaient estimés à l'aide d'un calendrier historique. De même, au cours de l'historique des naissances, il était demandé de produire si possible les certificats de naissance (et éventuellement de décès) des enfants.

Une autre spécificité de l'EHF a été l'attention portée aux types d'unions. L'enquête a tenu à identifier tous les types d'unions connus car le mariage légal n'est pas la seule forme d'union conjugale en Haïti.

En ce qui concerne les dates des événements (âge, âge à l'union, âge à la naissance des enfants, etc.) il n'était pas toujours possible d'obtenir les certificats officiels. Lors du traitement informatique des données, les informations incomplètes ont été corrigées par un programme d'imputation. En général, il n'y avait pas de cas où la date de l'événement était totalement omise. Les pourcentages de

cas comportant seulement l'année de l'événement et où le mois a dû être imputé sont les suivants :

Variable	Pourcentage de cas imputés
Mois de naissance de l'enquêtée	8,3
Toutes les grossesses	6,2
Première grossesse	5,5
Avant-dernière grossesse	5,4
Dernière grossesse	3,5
Début de toutes les unions	5,7
Fin de toutes les unions	4,6
Début de la première union	7,3
Début de l'union actuelle	3,6

1.4 TAUX DE COUVERTURE ET DE RÉPONSE

Avant d'entamer l'évaluation des données proprement dite, il est important d'avoir une idée générale sur la structure de l'échantillon de l'EHF et sur les taux de couverture et de réponse.

L'échantillon de l'EHF est composé de trois strates dont deux urbaines et une rurale. La première est constituée de la capitale Port-au-Prince, à la fois pour l'importance de son poids démographique et pour le rôle déterminant qu'elle joue sur les plans politique, économique et social. La deuxième strate a été constituée par les 10 principales villes de province dont les populations respectives dépassaient 10.000 habitants. Enfin, le reste du pays a formé la strate III regroupant ainsi les petites villes, les villages et surtout les zones rurales.

L'échantillon des unités finales enquêtées par l'EHF a été tiré à partir de la base de sondage fournie par le recensement de 1971 et mise à jour par l'opération de dénombrement. Ces unités finales étaient constituées par les ménages dans la strate I (Port-au-Prince) et par les logements dans les strates II et III.³

Afin d'assurer un échantillon de taille adéquate pour l'analyse du secteur urbain, on a initialement décidé de doubler le taux relatif de sondage des strates I et II. Lors du dénombrement des ménages, cependant, la population des zones d'échantillon de Port-au-Prince s'est révélée presque le double des prévisions. On a donc, à un certain moment, annulé la décision initiale en fixant alors un taux global de sondage égal dans la strate I à celle de la grande strate III. Le tableau 1 (p. 13) donne le résultat de ce dénombrement.

Ainsi 3022 interviews ont été menées avec succès sur un ensemble de 3356 logements et ménages visités. Si on ne fait aucune distinction entre les différents types de non-réponse obtenus, le rapport des interviews complètes sur l'ensemble des interviews tentées donnera un taux brut de 90,0 pour cent. Les 10 pour cent d'échec qui en résultent s'expliquent essentiellement par deux éléments principaux :

— d'une part, la forte proportion des logements vides, 5,4 pour cent (c'est-à-dire totalement inhabités qui se distinguent de ceux dont les ménages occupants sont absents) à laquelle s'ajoute celle des logements qui ont

² Quelques 154 questionnaires individuels incomplets furent éliminés au moment de la compilation des données.

³ Pour plus de détails, consulter le volume I du rapport national de l'EHF, p. 7-8.

Tableau 1 Résultats du dénombrement et taux de couverture de l'enquête ménage

Strate	Nbre de logements dénombrés	Nbre de logements non habités	Nbre de ménages dénombrés	Nbre moyen de ménages par logement habité	Nbre de logements (L) ou ménages (M) tirés	Nbre théorique d'UF échantillons à visiter ^a	Nbre réel d'UF échantillons visités ^a	Taux de couverture en % (7)/(6)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
I (Port-au-Prince)	—	—	7 665	—	772M	772	772	100,0
II (unités urbains de 10 000 habitants et plus)	1 870	225	2 607	1,58	130L	205	226	110,0
III (zones rurales)	10 653	1 379	9 469	1,02	2 312L	2 360	2 358	99,9
Ens.	12 523	1 604	19 741	1,10	—	3 337	3 356	100,5

^a L'UF (unité finale) s'identifie ici à un questionnaire ménage quel que soit le résultat final de l'enquête. Un logement qui abrite trois ménages comptera 3 UF. S'il n'est habité que par un seul ou aucun, ou s'il est détruit, vide ou non trouvé, il sera compté comme une seule UF.

Tableau 2 Résultat final et taux de réponse obtenus pour l'enquête ménage

Strate	Nbre d'UF visitées	Résultat final des enquêtes ^a							Taux de réponse ^b		Nbre de femmes éligibles	Nbre moyen de femmes par ménage	
		1	2	3	4	5	6	7	Brut	Net		EHF	Rect
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
I — Port-au-Prince	772	673	28	1	53	8	7	2	87,2	94,7	1061	1,58	
II — Unités urbains de 10 000 habitants et plus	226	204	8	0	7	4	1	2	90,3	94,8	306	1,50	1,45
III — Zones rurales	2358	2145	45	1	120	26	10	11	90,0	97,0	2184	1,02	1,06
Total	3356	3022	81	2	180	38	18	15	90,0	96,3	3551	1,18	1,20

^a Code résultat final :

1 = questionnaire rempli

2 = absence de personnes compétentes pour répondre

3 = réponse refusée

4 = logement vide

5 = aucun logement à cette adresse

6 = adresse non retrouvée ou inexacte

7 = autre cas

^b Le taux brut est égal au rapport du nombre de ménages interviewés avec succès (code résultat final 1) sur le nombre total des ménages (colonne 2).

Le taux net exclut du dénominateur les logements vides ou détruits (codes résultat 4 et 5) qui constituent un résultat normal et prévu par le plan de sondage et qui ne doivent pas être considérés comme des non-réponses.

disparu entre la date du dénombrement et celle de l'enquête soit 1,1 pour cent (ce sont en général les logements de fortune installés dans les zones de bidonvilles ou d'habitat pauvre qui ont été détruits ou déplacés de leur emplacement d'origine) et qui à eux deux totalisent près des deux tiers des non-réponses obtenues (6,5 pour cent).

- D'autre part, plusieurs ménages n'ont pu être interviewés malgré les visites répétées à différentes heures de la journée à cause de l'absence de leurs membres adultes, en général partis pour travailler : 81 cas soit 2,4 pour cent.

Pour ces deux raisons, 8,9 pour cent des interviews n'ont pas pu être complétées sur les 10 pour cent constatés. Port-au-Prince est la strate qui semble avoir souffert le plus du taux de non-réponse qui y atteint 12,8 pour cent et dont la plus importante part est due aux mêmes éléments cités plus haut, soit 11,5 pour cent dont 7,9 pour cent sont attribués à des logements vides ou inexistantes. Les mêmes constatations sont vérifiées dans les deux autres strates. Quant à la part d'échec par milieu, elle s'élève à 12,1 pour cent (121 questionnaires incomplets dont 72 dus aux logements vides ou inexistantes) en milieu urbain et 9,0 pour cent (respectivement 213 et 146) en milieu rural.

Cependant, le fait qu'un logement sélectionné et identifié sur le terrain au moment de l'interview se trouve vide, délabré, détruit ou déplacé, constitue une éventualité qui est prise en considération par le plan et la méthode de sondage, un tel résultat n'est plus considéré comme un échec ou une non-réponse à l'interview tentée.

Converti en termes d'unités finales simples (où chaque logement occupé est multiplié par le nombre de ménages qui l'habitent), le taux de couverture de l'échantillon national a été ainsi totalement atteint. En effet, 100,5 unités finales ont été visitées par l'enquête pour 100 unités théoriquement prévues. Si l'on regroupe la strate II, numériquement faible, avec la strate I, on obtient un taux de 102 pour cent pour l'ensemble du milieu urbain (soit 998

adresses visitées contre 977 prévues) contre 100 pour cent en milieu rural (respectivement 2.358 et 2.360).

Au niveau des taux de réponse à l'interview des ménages proprement dite, les résultats que présente le tableau 2 montrent, contrairement au taux de couverture, une légère déficience par rapport à l'objectif visé.

C'est pour cette raison évidente qu'un deuxième taux de réponse corrigeant le premier a été calculé dans la colonne 11 du tableau 2. Les résultats réels ainsi obtenus donnent un taux global de réponse de l'ordre de 96,3 pour cent réduisant par la sorte le taux d'échec à 3,7 pour cent, ce qui peut être considéré comme un bon résultat. En comparant les performances obtenues pour chaque strate on constate que c'est dans le milieu rural que le maximum d'interviews complètes a été réalisé (97 pour cent contre 94,7 pour cent à Port-au-Prince et 94,8 pour cent dans les villes de province). De même, le milieu rural garde son avance par rapport au taux enregistré dans le milieu urbain (97 pour cent contre 94,7 pour cent).

Enfin, on remarquera que dans l'ensemble et quelle que soit la catégorie du taux auquel on se réfère, les répartitions des non-réponses par cause et par strate sont assez semblables.

En ce qui concerne l'enquête individuelle, le plan de sondage prévoyait un échantillon d'environ 4350 femmes, calculé sur la base de la moyenne de 1,2 femme d'âge fécond par ménage établi par le recensement de 1971. Cette moyenne coïncide en effet avec celle de 1,2 trouvée par l'EHF pour l'ensemble du pays. Les différences par milieu : 1,5 à l'EHF contre 1,55 au recensement dans le milieu urbain et 1,0 contre 1,1 respectivement dans le milieu rural sont faibles.

Le tableau 3 présente les résultats détaillés de l'enquête individuelle.

Le taux global de réponse se situe à 94,4 pour cent, soit 1,9 pour cent de moins que le taux obtenu pour l'enquête ménage. C'est également dans le milieu rural que l'on a enregistré le maximum d'interviews complètes, 96,3 pour cent contre 91,3 en milieu urbain. Dans le cas de l'enquête

Tableau 3 Résultat final et taux de réponse obtenus pour l'enquête individuelle

Strate	Nbre de femmes trouvées	Résultat final des enquêtes ^a					Nbre de questionnaires complets perdus	Nbre de questionnaires complets exploités (3) - (8)	Taux de réponse en % (9)/(2)
		1	2	3	4	5			
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
I	1061	972	83	2	1	3	6	966	91,1
II	306	285	20	0	0	1	4	281 ^b	91,8
III	2184	2108	71	2	0	3	4	2104	96,3
Ens.	3551	3365	174	4	1	7	14	3351 ^b	94,4

^a 1 = rempli ; 2 = absente ; 3 = refus ; 4 = partiellement rempli ; 5 = autres cas.

^b Tous les chiffres présentés dans ce tableau et en particulier ceux de la colonne 9 sont ceux obtenus avant la pondération de la strate II, dont le poids réel représentatif est de 0,5,⁴ soit 141 questionnaires donnant le total pondéré des 3211 questionnaires figurant sur tous les tableaux du rapport. Par ailleurs, 14 questionnaires complètement remplis ont été égarés entre le bureau de vérification et celui de la perforation.

⁴ cf. section 1.4, p.12.

individuelle, la presque totalité des non-réponses (près de 94 pour cent) est due à l'absence des femmes sélectionnées malgré les visites effectuées par les enquêtrices à leur domicile.

Pour conclure nous avons calculé un taux combiné (tableau 4) qui tient compte à la fois du taux de réponse obtenu à l'enquête ménage et de celui fourni par l'enquête individuelle. Ce taux synthétise le niveau de réponse réalisé pour l'ensemble de l'EHF.

Les taux combinés ainsi obtenus confirment donc les constatations faites, aussi bien au niveau de chaque milieu que pour chacune des deux phases de l'enquête.

La comparaison des taux haïtiens avec ceux des autres pays des Caraïbes situe Haïti entre la Jamaïque et les deux autres pays (Guyane et Trinité et Tobago). Les différences observées semblent être liées d'une manière proportionnelle à ce phénomène des logements vides, démolis ou inexistant. En effet, cette proportion atteint son maximum en Jamaïque (9,9 pour cent).

Tableau 4 Taux de réponse combinés (%)

Strate	Taux de réponse		Taux combiné
	Enquête ménage	Enquête femmes	
I—Port-au-Prince	94,7	91,1	86,3
II—Unités urbains de 10.000 ha et plus	94,8	91,8	87,0
III—Zones rurales	97,0	96,3	93,4
Haïti	96,3	94,4	90,9
Guyane	97,1	97,2	94,4
Jamaïque	90,3	93,7	84,6
Trinité et Tobago	96,1	97,2	93,4

Source : EHF et rapports nationaux (volume I). Pour les trois autres pays, les taux de réponse à l'enquête ménage ont été corrigés de la même façon que pour l'EHF en excluant du dénominateur les logements vacants, démolis ou inexistant.

2 Erreurs et biais pouvant affecter les données recueillies dans une enquête sur la fécondité

2.1 PROCÉDÉS DE SÉLECTION

Les critères de sélection employés par l'EMF varient selon les pays. Dans certains cas, toutes les femmes en âge de procréer, quelle que soit leur situation matrimoniale, trouvées dans l'enquête ménage étaient éligibles pour être enquêtées individuellement, alors que dans d'autres pays, seules les femmes mariées ou en union consensuelle étaient sélectionnées. Dans le cas de Haïti, toutes les femmes âgées de 15 à 49 ans inscrites sur les feuilles de ménage avaient à répondre au questionnaire individuel, ceci pour éliminer les biais causés par la sélection selon l'état d'union. Il subsiste néanmoins un autre risque de biais : les non réponses (par absence ou refus) sont probablement davantage le fait de femmes sans enfant ; dans le cas d'Haïti, le taux de refus est de l'ordre de 5 % pour l'ensemble et de 8 % pour Port-au-Prince.

2.2 ERREURS SUR LA DÉCLARATION DE L'ÂGE

La date de naissance et l'âge des individus sont des données peu fiables et peu correctes, dans les pays comme Haïti, pour différentes raisons. Tout d'abord, la connaissance exacte de l'âge ou la déclaration à l'état civil—l'acte de naissance lui-même—ne sont pas nécessaires à la vie de tous les jours. Ensuite, la référence au passé est beaucoup plus souvent liée à des événements culturels (tels que les récoltes ou les saisons dans les pays agricoles) et historiques plutôt qu'aux dates du calendrier. Il arrive aussi que l'acte de naissance, quand il existe, soit inexact ; par exemple l'enfant a été déclaré longtemps après sa naissance et sa mère ne peut se rappeler de la date exacte de celle-ci.

Les mauvaises déclarations d'âge peuvent perturber la structure par sexe et âge de la population dénombrée lors d'une enquête ou d'un recensement. Connaissant mal leur âge, les femmes ont tendance à préférer certains âges, surtout ceux se terminant par 0, 5, 8 et 2. Si l'âge est obtenu à partir de la date de naissance, souvent mal connue, et donc estimée, les préférences peuvent alors varier selon la date de l'enquête.

Un autre type d'erreur sur les âges, assez couramment observé, est le déplacement d'un groupe d'âge au groupe adjacent. Ainsi, moins les femmes connaissent leur âge, plus elles ont tendance à se rajeunir lorsqu'elles ont plus de 40 ans ou à se vieillir lorsqu'elles ont moins de 25 ans, par exemple. Le phénomène de déplacement est différent dans le cas du sexe masculin. Dans certains pays, où un plus grand prestige social est attaché au grand âge, les hommes ont tendance à se vieillir passé un certain âge.

Lors de l'enquête individuelle, l'enquêtrice a pour tâche d'estimer l'âge des femmes qui ne le connaissent pas ou qui se trompent. Les estimations des enquêtrices peuvent aussi être une source d'erreurs importantes lorsqu'elles sont

basées directement sur des données telles que la parité ou la situation matrimoniale, mais aussi indirectement : une femme ayant eu relativement plus d'enfants peut paraître plus âgée, tout particulièrement lorsqu'il s'agit d'une femme d'une zone rurale interrogée par une enquêtrice provenant d'un milieu urbain.

Les erreurs causées par la préférence pour certains âges ou le déplacement d'un groupe d'âge à un autre peuvent avoir des effets importants sur l'estimation de la fécondité. Les biais ainsi obtenus ne dépendent pas uniquement du simple rajeunissement ou du vieillissement des femmes. Ils sont d'autant plus graves qu'ils sont souvent sélectifs dans le cas, par exemple, où les femmes à forte parité sont déplacées dans un groupe d'âge plus élevé que celui auquel elles appartiennent en réalité et dans celui où une femme est déclarée à tort comme ayant plus de 49 ans, ce qui la fait sortir du champ de l'enquête. Même lorsque les biais ne sont pas sélectifs, ils ont un effet sur le groupe d'âge où la femme a été réellement inscrite.

Le nombre total d'enfants nés vivants (ou parité) déclaré est directement influencé par l'âge de la femme, car la parité augmente avec l'âge. Si les taux de fécondité dans les deux groupes d'âge—celui d'origine et celui d'attribution—sont différents, les femmes rajeunies ou vieilles auront pour effet de faire soit baisser soit augmenter les taux réels de fécondité dans les groupes d'âge.

Ce type d'erreur s'applique quels que soient les groupes d'âge envisagés. Les erreurs de déclaration d'âge peuvent affecter l'étude de la fécondité rétrospective. Si les femmes qui se rajeunissent connaissent les dates de naissance de leurs enfants, les différents âges à la maternité qui en sont déduits sont trop bas. On obtient alors une surestimation des taux de fécondité aux jeunes âges et une sous-estimation des taux à partir de l'âge auquel se produit le rajeunissement : l'histoire féconde des cohortes concernées est donc avancée de quelques années.

Si les femmes rajeunies déclarent leurs âges réels à la maternité, les taux de fécondité par âge de cette cohorte sont alors exacts, bien que les naissances soient déclarées à des périodes ultérieures. On observe des résultats opposés lorsque les femmes se sont vieilles.

2.3 ERREURS SUR LES DONNÉES RÉTROSPECTIVES

La validité des taux de fécondité dépend à la fois de la qualité des données du numérateur (naissances) et du dénominateur (femmes en âge de procréer). On a vu comment les erreurs sur l'âge peuvent affecter le dénominateur ; il faut parler à présent des facteurs qui perturbent le numérateur, soit les naissances vivantes.

Une partie importante du questionnaire de l'enquête fécondité de Haïti concerne l'historique des naissances de

chaque femme interrogée. A la différence des autres pays enquêtés par l'EMF,⁵ les grossesses et naissances vivantes ont été enregistrées par ordre chronologique en commençant par la plus récente et en notant la date de chaque événement. Certaines questions portent aussi sur la survie de chaque enfant né vivant à la date de l'enquête et sur l'âge au décès de l'enfant décédé. Il faut noter ici que les femmes interrogées sont les survivantes de leur génération. En utilisant l'historique de leur grossesse, on doit donc faire l'hypothèse que leur fécondité ne diffère pas de celle des femmes décédées. Au cas où cette hypothèse se révélerait fautive, plus on s'éloigne de la date de l'enquête et plus les biais sont grands et directement reliés au niveau de la mortalité adulte. Si la mortalité féminine augmente avec le nombre d'enfants nés vivants, les niveaux rétrospectifs de fécondité seront alors sous-estimés.

Omissions

Une des erreurs les plus fréquentes concernant l'histoire féconde des femmes est l'omission de naissances : en général, plus les femmes sont âgées plus elles ont tendance à oublier des naissances survenues très longtemps avant l'enquête. Cependant, les femmes peuvent aussi oublier des naissances récentes, surtout si celles-ci ont eu lieu dans des unions de types instables. Les omissions concernent souvent aussi les enfants décédés durant la première année de vie ou qui ne vivent plus dans le ménage au moment de l'enquête. Dans certains pays, où la naissance d'un garçon est plus valorisée, on observe que les naissances de filles ont été plus souvent omises que celles de garçons.

Lorsque les omissions concernent les périodes les plus éloignées de la date de l'enquête, on obtient une sous-estimation de la fécondité pour ces périodes. Ces omissions peuvent induire en erreur car elles donnent une fausse impression de hausse de la fécondité pour les périodes plus récentes. Le niveau de la fécondité totale pour les femmes âgées est alors sous-estimé et la parité moyenne selon l'âge à la date de l'enquête révèle un déclin dans les vieilles cohortes. D'un autre côté, quand on a omis les naissances de jeunes enfants (nés peu de temps avant l'enquête) le niveau de la fécondité pour les périodes les plus récentes est alors sous-estimé, ce qui peut porter à croire que la fécondité aurait subi une baisse récente. Goldman *et al* ont trouvé, dans une étude sur la qualité des données de l'enquête sur la fécondité au Népal, une corrélation importante entre la pauvreté des données sur l'âge et l'omission des naissances (Goldman *et al* 1979).

⁵ Sauf le Sénégal qui a utilisé un procédé différent d'Haïti mais impliquant des conséquences analogues sur un déplacement possible.

Déplacement des naissances

La mauvaise déclaration de la date de naissance des enfants affecte elle aussi les niveaux de la fécondité. Ce phénomène est d'autant plus important que les femmes ont eu tendance à rapprocher ou à éloigner de façon systématique leurs naissances de la date de l'enquête.

William Brass a montré, en analysant les données d'enquêtes effectuées en Nouvelle Guinée, qu'il y avait effectivement un recul de la période féconde par rapport à la date des enquêtes, dû sans doute à une tendance des enquêteurs à abaisser l'âge des femmes à la première naissance. Le résultat de cette distorsion est alors une surestimation de la fécondité pour les périodes éloignées et une fausse baisse de la fécondité chez les jeunes femmes pour les périodes précédant l'enquête.

Dans une analyse des données de l'enquête sur la fécondité au Bangladesh, Brass (1978) a montré qu'il peut y avoir d'autres types de déplacements. Il semble que les naissances survenues durant les cinq années avant l'enquête ont été déplacées vers la période précédente (5 à 10 ans avant l'enquête) et que les naissances ayant eu lieu au cours des périodes plus éloignées ont été rapprochées de la date de l'enquête — surtout vers la période 5 – 10 ans avant l'enquête. Ce type d'erreur qui touche les cohortes âgées crée des distorsions quant aux tendances de la fécondité, telles qu'une baisse exagérée de la fécondité aux âges élevés pour les périodes récentes.

Potter (1977) partant de certaines hypothèses sur la façon dont s'effectuent les déplacements de naissances dans le temps, a élaboré un modèle qui permet de déterminer à quel point les niveaux et les tendances de la fécondité, obtenus à partir des historiques de grossesses, sont passibles d'être entachés d'erreurs. Il suppose que plus une naissance est reculée dans le temps, moins la femme se souvient avec exactitude de sa date réelle. De plus, lorsque (ce qui n'est pas le cas pour Haïti) l'historique des grossesses est obtenue depuis l'aîné des enfants jusqu'au plus jeune, les dates de naissance déclarées pour tous les autres enfants dépendent de celle donnée pour la première naissance car les femmes déclarent leurs naissances — du moins les plus anciennes — en terme d'intervalles intergénéraliques, les dates de naissance se trouvant déplacées vers le passé lorsque celle de la première naissance l'a été ou bien lorsque l'intervalle entre les différentes naissances a été exagéré. Potter a pu confirmer les résultats de son modèle avec les données des enquêtes du Bangladesh et du Salvador, qui sont affectées de ce type de distorsion.

3 Evaluation de la qualité des données sur l'âge

L'évaluation de la qualité des données sur l'âge permet d'estimer l'importance des erreurs de déclaration, de dépouillement ainsi que des omissions commises lors de l'enquête. Elle comprend deux parties : la première partie essaie de relever les incohérences des données sur l'âge des individus recensés par le questionnaire ménage, tandis que la deuxième partie reprend une analyse du même type pour les données sur l'âge de l'enquête individuelle.

Une évaluation, pour être valable, doit s'appuyer sur des comparaisons faites à différents niveaux avec des sources de données similaires. Dans le cas présent, seul le dernier recensement général de la population de 1971 se prête à la comparaison, les conclusions ne peuvent donc être aussi affirmatives que si l'on avait disposé de plusieurs sources de données fiables sur l'état de la population à différents moments.

3.1 ENQUÊTE MÉNAGE

Analyse interne

Dans ce volet de l'enquête, la question était posée seulement sous la forme "quel âge a-t-il (ou elle) ?". Le tableau 5 donne la répartition par sexe et âge annuel de la population de l'enquête ménage : les graphiques 1 et 2 illustrent cette répartition. Les deux courbes présentent la même allure générale : très forte représentation des moins de 20 ans puis décroissance des effectifs avec l'âge, attraction pour les âges se terminant par 0, 2 ou 5 légèrement plus marquée pour les hommes. La courbe des femmes présente deux particularités : très nette surreprésentation de l'âge 10 ans (au détriment de 11) et des âges 12 et 13 au détriment des âges 14 à 16 ; très nette surreprésentation des âges 50 et 52 au détriment des âges 49 et 51 ans. Ces âges sont remarquables en ce sens qu'ils sont situés aux frontières d'éligibilité pour l'enquête individuelle (pour laquelle on sélectionnait les femmes de 15 à 49 ans). La courbe des hommes fait également apparaître une surreprésentation des âges 2 à 4 ans quelque peu étonnante.

Il existe plusieurs méthodes de mesure des attractions ou répulsions pour certains nombres lors des déclarations de l'âge : trois d'entre elles ont été utilisées ici.

Indice de Whipple⁶

Cet indice mesure l'intensité de l'attraction pour les âges se terminant par 0 ou 5 : il peut varier, théoriquement, de 0 (répulsion totale pour les âges se terminant par 0 ou par 5) à 500 % (tous effectifs concentrés aux âges se terminant par 0 ou par 5) en passant par 100 % (absence de concentration) ; on trouve ici (cf. tableau 6) une valeur plus élevée pour les hommes (161,6) que pour les femmes (146,6) ; ces valeurs indiquent une attraction pour les âges se terminant par 0 ou par 5 peu importante.

Indice de Myers⁷

L'indice de Myers réalise lui une mesure synthétique des attractions et répulsions à tous les âges en comparant la structure observée à une structure-type dans laquelle toutes les générations seraient également représentées.⁷ Il varie généralement⁸ de 0 (pas de préférence ni de répulsion pour aucun âge) à 180 (tous les âges observés se terminent par le même chiffre). Son calcul pour les données de l'enquête ménage aboutit à 22,6 pour les hommes et 19,9 pour les femmes (cf. tableau 6).

Il semblerait donc, d'après les deux indices qui viennent d'être calculés, que la répartition par âge des femmes ait moins été sujette que celle des hommes aux distorsions classiques dues à l'attraction pour les nombres ronds.

Indice combiné des Nations Unies

Il ne faut pas déduire de ces moindres attractions systématiques dans les déclarations de l'âge des femmes que la structure par âge obtenue pour ces dernières est de meilleure qualité. On a vu sur le graphique 2 déjà cité que certaines générations semblaient avoir fait l'objet de biais systématique de déclaration ; le calcul de l'indice combiné des Nations Unies (United Nations 1955)⁹ présenté ci-après en atteste une preuve supplémentaire. Le détail du calcul, riche en information différentielle selon le groupe d'âge, est présenté dans le tableau 7. On constate, en effet, d'après ce tableau une légère surreprésentation des femmes du groupe d'âge 10-14 ans (rapport de masculinité relativement plus faible, rapport du groupe d'âge plus élevé), une sous-représentation des femmes des groupes d'âge 40-44 et 45-49 ans (rapports de masculinité nettement plus élevés que celui de l'ensemble de la population, rapports des groupes d'âge faibles comparés notamment à celui du groupe 35-39 ans), une surreprésentation manifeste du groupe d'âge 50-54 ans (rapport de masculinité égal à 62,6, rapport du groupe d'âge égal à 153,1). Le

⁶ Cf. *Source et analyse des données — 2e partie : ajustement des données imparfaites*, INED, INSEE, ORSTOM, SEAE 1973 (pp 15 et 16).

Sa formule de calcul est la suivante : $I = 5 \frac{j = \sum 25,30^{xj}, 55,60}{j = 23,24^{xj}, 61,62}$

où x_j = effectif à l'âge j

Myers, Robert (1940). Error and Bias in the Reporting of Ages in Various Data. In *Transactions of the Actuarial Society of America*, October - November 1940.

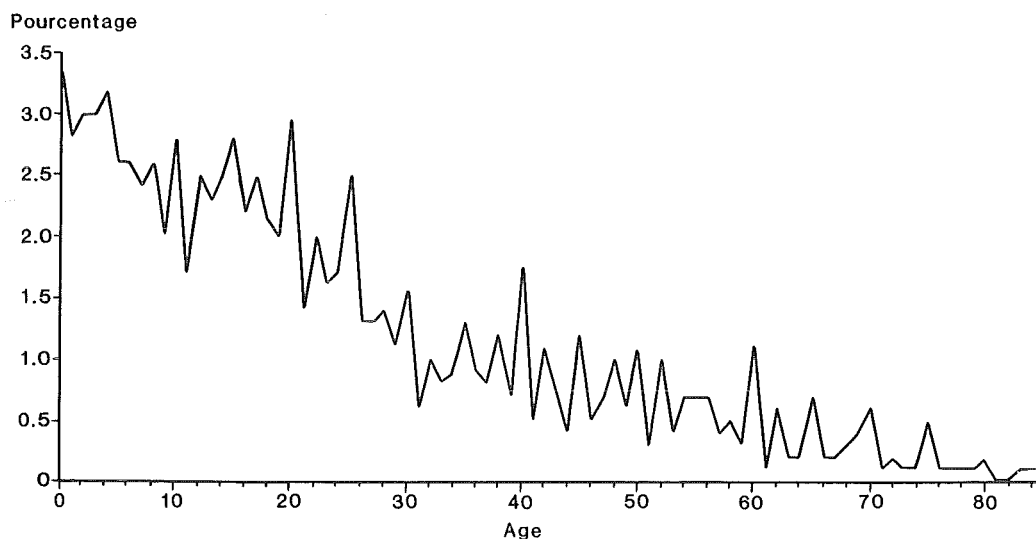
⁸ On le trouve aussi quelquefois exprimé sur une échelle allant de 0 à 90.

⁹ Cet indice est lui-même une moyenne pondérée de 2 indices synthétiques : un indice synthétique des rapports de masculinité par âge, et un indice synthétique des rapports entre les effectifs des groupes d'âges adjacents ; le premier indice est affecté du coefficient 3, le second du coefficient 1 (les indices des rapports de masculinité étant considérés comme étant davantage l'indice d'inexactitudes [en l'absence de mortalité et migration différentielles importantes]).

Cf. pour précision *Source et analyse des données*, INED, INSEE, ORSTOM, SEAE, 1973 et *Methods of Appraisal of Quality of Basic Data for Population Estimates*. ST/SOA/Series A. Population Studies N° 23.

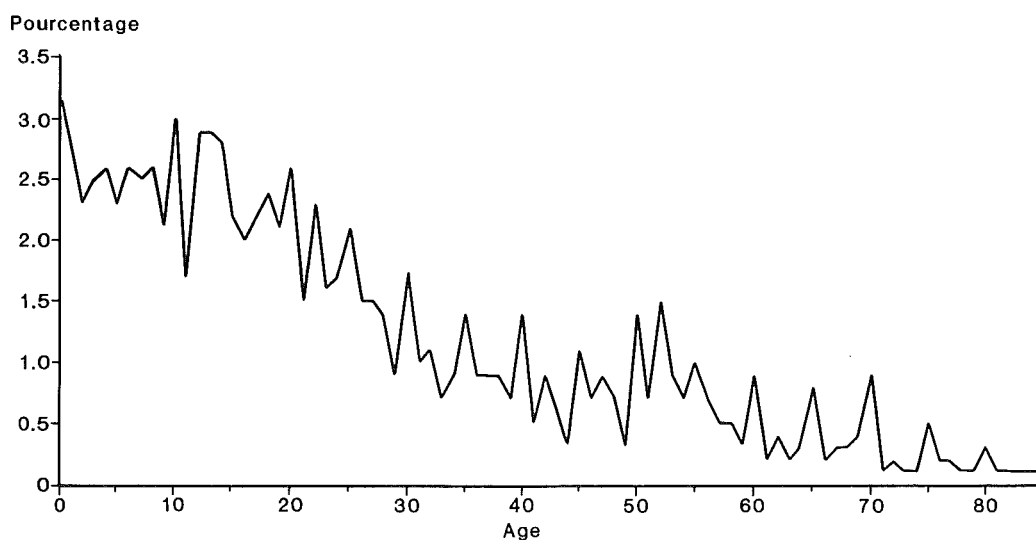
Tableau 5 Distribution par âge et par sexe (enquête ménage)

Age	Sexe masculin		Sexe féminin		Age	Sexe masculin		Sexe féminin	
	Effectif	%	Effectif	%		Effectif	%	Effectif	%
0	229	3,4	232	3,2	50	75	1,1	98	1,4
1	191	2,8	200	2,8	51	21	0,3	51	0,7
2	199	3,0	169	2,3	52	66	1,0	105	1,5
3	205	3,0	184	2,5	53	25	0,4	64	0,9
4	213	3,2	190	2,6	54	46	0,7	54	0,7
5	177	2,6	169	2,3	55	47	0,7	75	1,0
6	174	2,6	187	2,6	56	47	0,7	52	0,7
7	163	2,4	182	2,5	57	29	0,4	33	0,5
8	172	2,6	188	2,6	58	35	0,5	34	0,5
9	137	2,0	150	2,1	59	21	0,3	24	0,3
10	187	2,8	216	3,0	60	75	1,1	69	0,9
11	116	1,7	120	1,7	61	6	0,1	15	0,2
12	169	2,5	210	2,9	62	38	0,6	31	0,4
13	157	2,3	210	2,9	63	15	0,2	17	0,2
14	168	2,5	199	2,8	64	16	0,2	19	0,3
15	189	2,8	156	2,2	65	46	0,7	57	0,8
16	148	2,2	142	2,0	66	16	0,2	11	0,2
17	165	2,5	157	2,2	67	12	0,2	19	0,3
18	144	2,1	174	2,4	68	18	0,3	24	0,3
19	136	2,0	154	2,1	69	24	0,4	26	0,4
20	204	3,0	188	2,6	70	37	0,6	67	0,9
21	93	1,4	105	1,5	71	6	0,1	5	0,1
22	134	2,0	163	2,3	72	16	0,2	14	0,2
23	110	1,6	114	1,6	73	4	0,1	7	0,1
24	117	1,7	122	1,7	74	6	0,1	6	0,1
25	166	2,5	155	2,1	75	36	0,5	35	0,5
26	89	1,3	111	1,5	76	7	0,1	13	0,2
27	90	1,3	109	1,5	77	10	0,1	12	0,2
28	91	1,4	98	1,4	78	4	0,1	8	0,1
29	75	1,1	69	0,9	79	8	0,1	6	0,1
30	108	1,6	123	1,7	80	13	0,2	19	0,3
31	42	0,6	69	1,0	81	3	0,0	8	0,1
32	68	1,0	76	1,1	82	3	0,0	5	0,1
33	52	0,8	48	0,7	83	4	0,1	6	0,1
34	61	0,9	61	0,9	84	4	0,1	4	0,1
35	90	1,3	104	1,4	85 et +	56	0,8	59	0,8
36	63	0,9	62	0,9					
37	54	0,8	62	0,9					
38	78	1,2	69	0,9	Ens.	6714	1090	7217	100,0
39	47	0,7	49	0,7					
40	118	1,8	99	1,4					
41	32	0,5	33	0,5					
42	77	1,1	66	0,9					
43	45	0,7	46	0,6					
44	25	0,4	24	0,3					
45	81	1,2	81	1,1					
46	35	0,5	48	0,7					
47	46	0,7	65	0,9					
48	66	1,0	49	0,7					
49	40	0,6	25	0,3					



Graphique 1 Répartition des hommes selon l'âge (en pour cent) ; EHF 1977 — enquête ménage

Source : Tableau 5



Graphique 2 Répartition des femmes selon l'âge (en pour cent) ; Haïti — EHF 1977 — enquête ménage

Source : Tableau 6

Tableau 6 Indices de Myers calculés pour l'enquête ménage et le recensement de 1971 selon le sexe, le type de résidence et le niveau d'instruction

	Enquête ménage 1977		Recensement 1971	
	Sexe masculin	Sexe féminin	Sexe masculin	Sexe féminin
Ensemble	22,6	19,9	27,3	26,8
<i>Type de résidence</i>				
Urbain	18,4	18,0	15,2	17,2
Rural	24,0	21,3	30,1	29,9
<i>Niveau d'instruction</i>				
Aucun	29,7	25,5		
Primaire 0–4 ans	15,0	12,2		
Primaire 4 ans et +	17,0	13,1		
Secondaire et +	20,8	22,0		

Tableau 7 Indice combiné des Nations Unies (ICN) : calcul détaillé (enquête ménage)

Groupe d'âge	Effectifs observés		Analyse des rapports de masculinité		Analyse des rapports entre groupes d'âge			
					Hommes		Femmes	
	Hommes	Femmes	Rapports	Diff. succès	Rapports	Ecart par rapport à 100	Rapports	Ecart par rapport à 100
A Ensemble								
Moins d'un an	229	232	106,4	—	—	—	—	—
1-4	808	743						
5-9	823	876	94,0	-12,4	89,8	-10,2	90,8	-9,2
10-14	797	955	83,5	-10,5	99,3	-0,7	-115,1	+15,1
15-19	782	783	99,9	+16,4	107,5	+7,5	95,1	-4,9
20-24	658	692	95,1	+4,8	101,8	+1,8	104,5	+4,5
25-29	511	542	94,3	-0,8	103,3	+3,3	101,4	+1,4
30-34	331	377	87,8	-6,5	78,5	-21,5	84,9	-15,1
35-39	332	346	96,0	+8,2	105,7	+5,7	107,3	+7,2
40-44	297	268	110,8	+14,8	99,0	-1,0	87,3	-12,7
45-49	268	268	100,0	-10,8	101,1	+1,1	83,8	-16,2
50-54	233	372	62,6	-38,4	104,7	+4,7	153,1	+53,1
55-59	177	218	81,2	+18,6	92,4	-7,6	83,4	-16,6
60-64	150	151	99,3	+17,9	102,4	+2,4	85,1	-14,9
65-69	116	137	84,7	-14,6	105,9	+5,9	109,6	+9,6
70-74	69	99	69,7	—	—	—	—	—
75 et +	133	158	—	—	—	—	—	—
Total	6714	7217	93,0	—	—	—	—	—
Somme des différences absolues				174,7	—	73,4	—	180,6
Différences absolues moyennes				A = 13,5	—	B = 5,6	—	C = 13,9
ICN (= 3A + B + C) = 59,7								
B Rural								
0-4	811	759	106,9	—	—	—	—	—
5-9	648	696	93,1	-13,8	91,5	-8,5	99,5	-0,5
10-14	606	640	94,7	+1,6	99,3	-0,7	109,6	+9,6
15-19	572	472	121,2	+26,5	109,3	+9,3	91,7	-8,3
20-24	441	390	113,1	-8,1	93,3	-6,7	92,5	-7,5
25-29	373	371	100,5	-12,6	109,7	+9,7	114,3	+14,3
30-34	239	259	92,3	-8,3	76,5	-23,5	84,4	-15,6
35-39	252	243	103,7	+11,4	108,2	+8,2	109,7	+9,7
40-44	227	184	123,4	+19,7	97,8	-2,2	83,6	-16,4
45-49	212	197	107,6	-15,8	102,2	+2,2	84,0	-16,0
50-54	188	285	66,0	-41,6	102,2	+2,2	152,8	+52,8
55-59	156	176	88,6	+22,6	99,4	-0,6	86,5	-13,5
60-64	126	122	103,3	+14,7	98,1	-1,9	84,5	-15,5
65-69	101	113	89,4	-13,9	109,2	+9,2	114,1	+14,1
70-74	59	76	77,6	—	—	—	—	—
75 ans et +	123	136	90,4	—	—	—	—	—
Total	5134	5119	100,3	—	—	—	—	—
Somme des différences absolues				210,6	—	84,9	—	193,8
Différences absolues moyennes				A = 16,2	—	B = 6,5	—	C = 14,9
ICN (= 3A + B + C) = 70,0								

Tableau 7 (suite)

Groupe d'âge	Effectifs observés		Analyse des rapports de masculinité		Analyse des rapports entre groupes d'âge			
					Hommes		Femmes	
	Hommes	Femmes	Rapports	Diff. succès	Rapports	Ecart par rapport à 100	Rapports	Ecart par rapport à 100
C Urbain								
0-4	225	215	104,7	—	—	—	—	—
5-9	174	178	97,8	-6,9	83,9	-16,1	67,2	-32,8
10-14	190	315	60,3	-37,5	99,5	-0,5	128,8	+28,8
15-19	208	311	66,9	+6,6	102,2	-2,2	101,0	+1,0
20-24	217	301	72,1	+5,2	125,8	+25,8	125,2	+25,2
25-29	137	170	80,6	+8,5	89,0	-11,0	81,2	-18,8
30-34	91	118	77,1	-3,5	84,3	-15,7	87,1	-12,9
35-39	79	101	78,2	+1,1	99,4	-0,6	100,0	0,0
40-44	68	84	81,0	+2,8	101,5	+1,5	98,3	-1,7
45-49	55	70	78,6	-2,4	97,4	-2,6	81,9	-18,1
50-54	45	87	51,7	-26,9	118,4	+18,4	155,4	+55,4
55-59	21	42	50,0	-1,7	61,8	-38,2	73,0	-27,0
60-64	23	28	82,1	+32,1	135,3	+35,3	86,2	-13,9
65-69	13	23	56,5	-25,6	78,8	-21,2	92,0	-8,0
70-74	10	22	45,5	—	—	—	—	—
75 ans et +	27	36	75,0	—	—	—	—	—
Total	1580	2098	75,3	—	—	—	—	—
Somme des différences absolues				160,8	—	189,1	—	243,6
Différences absolues moyennes				A = 12,4		B = 14,5		C = 18,7
ICN (= 3A + B + C)								70,4

Source : IHS—EHT : Rapport no 1, vol. II

groupe 30-34 ans semble être lui aussi sous-représenté pour les hommes comme pour les femmes.

En général les meilleures déclarations de l'âge sont associées à une résidence urbaine, à un niveau d'éducation plus élevé et à l'appartenance au sexe masculin. Les résultats de l'enquête ménage obtenues pour l'indice de Myers (cf. tableau 8) sont à peu près conformes à ce schéma : 18,4 pour les hommes du milieu urbain contre 24,0 pour ceux du milieu rural (respectivement 18,0 et 21,3 pour les femmes) ; 29,7 pour les hommes sans instruction contre 15,0 pour ceux de niveau "primaire inférieur à 4 ans" (respectivement 25,5 et 12,2 pour les femmes). La légère remontée de l'indice pour les niveaux "primaire supérieur à 4 ans" et "secondaire et plus" est par contre un peu surprenante mais elle est due en partie à la faiblesse des effectifs.¹⁰ Si l'indice combiné des Nations Unies est lui-même assez peu différent selon la zone de résidence, il n'en va pas de même des indices synthétiques qui le constituent (cf. tableau 7 et 9) mais dans le cas d'Haïti, les migrations externes ne sont pas à négliger en tant que phénomène perturbateur des structures par sexe et âge.¹¹ Le tableau 9 qui donne la répartition par sexe, âge et zone de résidence montre des

¹⁰ L'indice de Myers est sensible aux aléas.

¹¹ Les données du recensement de 1971 ont montré que l'émigration privait la population haïtienne d'une proportion appréciable des jeunes adultes du sexe masculin. Cf. *Etat de la population au recensement de 1971 UAR*, Cahier n° 2, IHS, avril 1980.

Tableau 8 Indice combiné des Nations Unies selon la nature du lieu de résidence (enquête ménage)

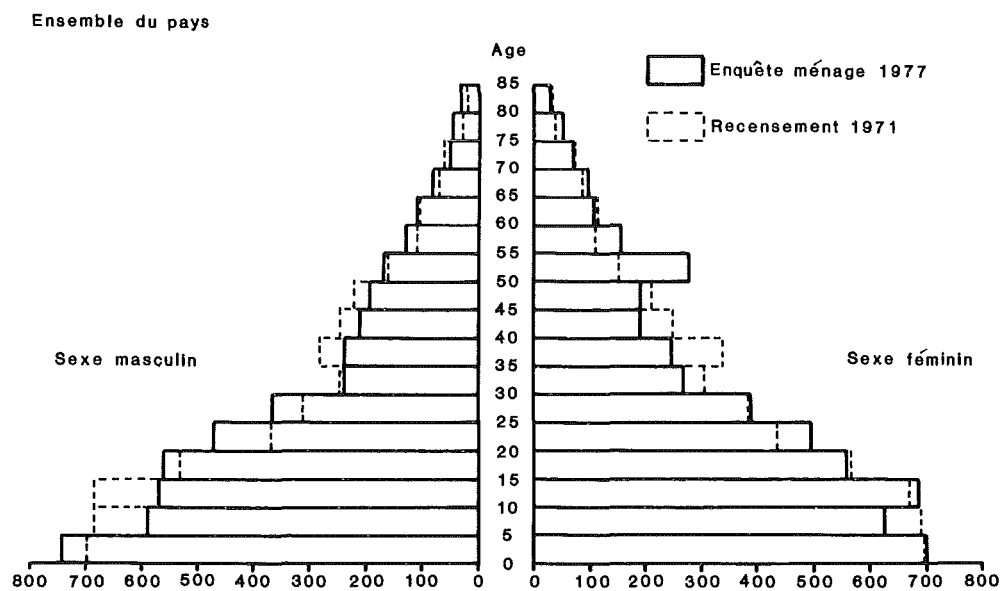
	Ensemble	Urbain	Rural
Indice synth. des rapports de masc.	13,4	12,4	16,2
Indice de régularité des âges :			
Sexe masculin	5,7	14,5	6,5
Sexe féminin	13,9	18,7	14,9
Indice combiné	59,7	70,4	70,0

structures différentes pour les deux zones avec notamment une surévaluation très forte des femmes de 10 à 34 ans en zone urbaine et une légère surévaluation dans cette même zone des hommes de 20 à 24 ans. Ces réserves étant faites il semble que la sous-représentation des classes d'âge frontalières d'éligibilité pour l'enquête individuelle se sont produites en milieu rural comme en milieu urbain. On note par contre une forte sous-évaluation des filles de 5 à 9 ans dans la zone urbaine.

En conclusion on peut dire que si l'âge des femmes semble avoir été moins sujet à des attractions sélectives que

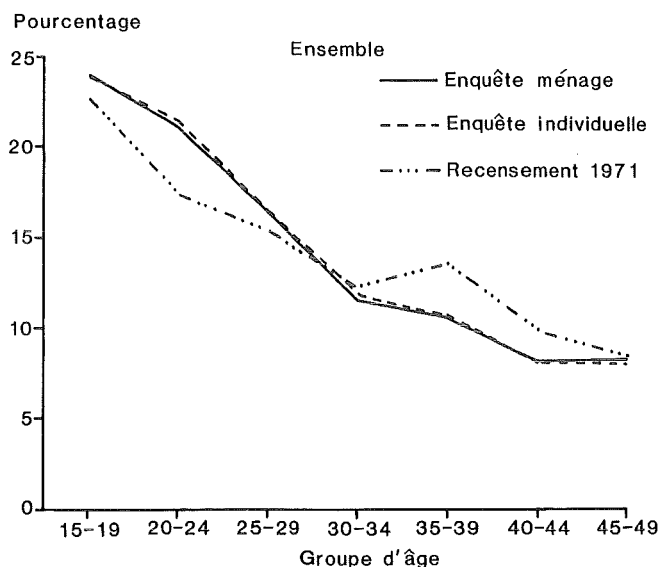
Tableau 9 Répartition par sexe, âge et nature du lieu de résidence de la population de l'enquête ménage

Groupe d'âge	Ensemble			Urbain			Rural		
	Sexe masculin	Sexe féminin	Rapport de masculinité	Sexe masculin	Sexe féminin	Rapport de masculinité	Sexe masculin	Sexe féminin	Rapport de masculinité
0 - 4	743	699	106,3	611	584	104,6	791	740	106,9
5 - 9	590	627	94,0	472	483	97,7	632	679	93,1
10 - 14	571	685	83,4	516	855	60,4	591	624	94,7
15 - 19	560	562	99,6	565	844	66,9	558	460	121,3
20 - 24	472	496	95,2	589	817	72,1	430	380	113,2
25 - 29	366	388	94,3	372	461	80,7	364	362	100,6
30 - 34	237	271	87,5	247	320	77,2	233	253	92,1
35 - 39	237	247	96,2	214	274	78,1	246	237	103,8
40 - 44	212	192	110,1	184	228	80,7	221	179	123,5
45 - 49	192	192	100,0	149	190	78,4	207	192	107,8
50 - 54	167	267	62,6	122	236	51,7	183	280	65,4
55 - 59	127	156	81,2	57	114	50,0	152	172	88,4
60 - 64	107	108	99,3	62	76	81,6	123	119	103,4
65 - 69	82	98	83,8	35	62	56,5	98	110	89,1
70 - 74	49	70	70,4	27	60	45,0	58	74	78,4
75 - 79	47	52	90,3	16	35	45,7	58	58	100,0
80 - 84	19	30	64,3	8	27	29,6	23	31	74,2
85 +	42	42	100,0	49	35	140,0	39	44	88,6
Total	4820	5180	93,0	4297	5703	75,3	5007	4993	100,3



Graphique 3 Répartition (pour 10.000) par sexe et par âge de la population de l'enquête ménage et de celle du recensement ; Haïti—EHF 1977

Sources : Recensement général de la population et du logement, août 1971, volume 1, p.36 ; Résultats pour l'ensemble du pays, Port-au-Prince 1979



Graphique 4 Répartition par groupe d'âge des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête ménage, de l'enquête individuelle et du recensement de 1971 (en pour cent)—ensemble; Haïti—EHF 1977

Source : Tableau 11

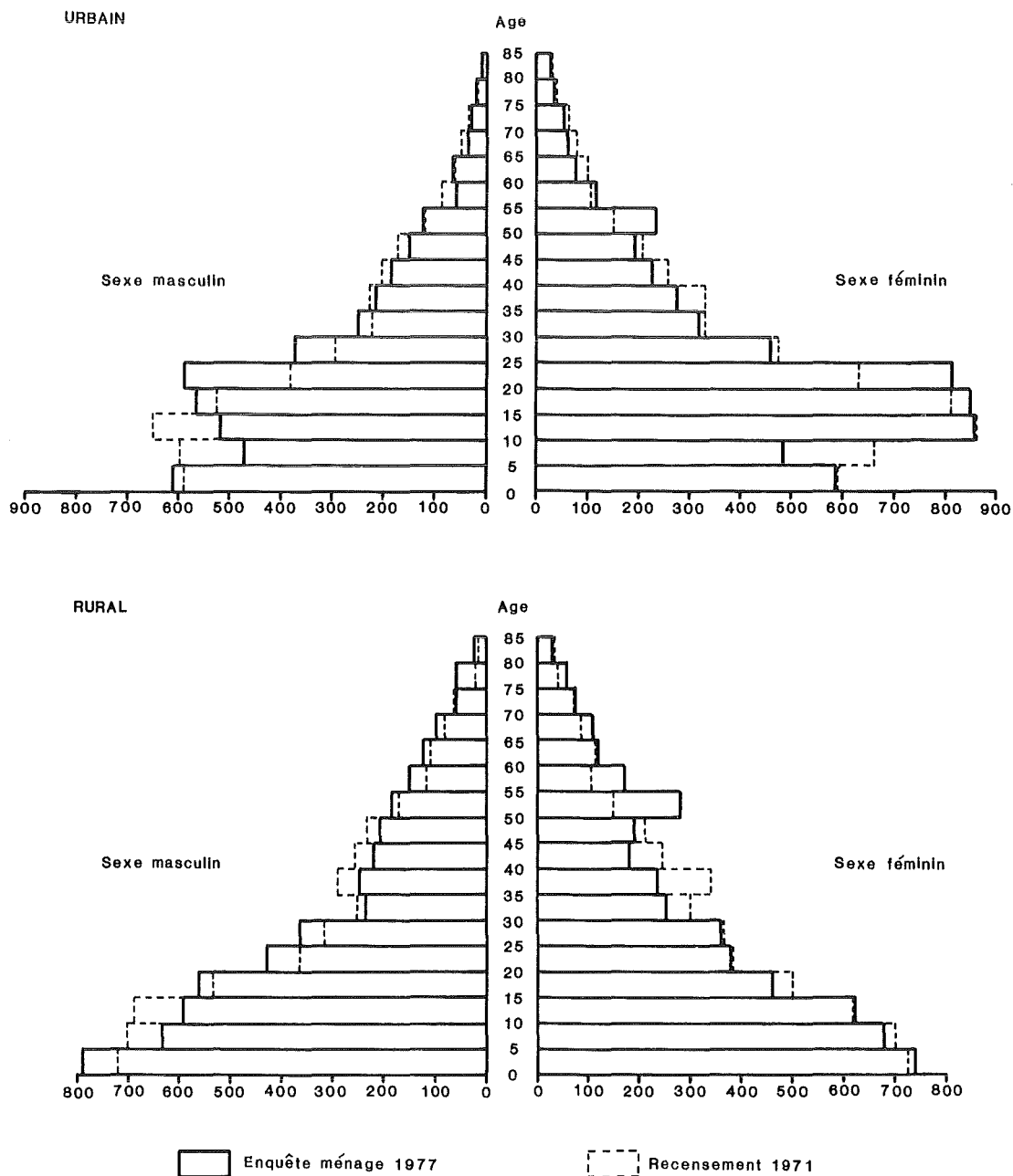
celui des hommes, la structure par âge souffre de distorsions aux âges limites d'éligibilité pour l'enquête individuelle. Les enquêtes ont pu elles-mêmes s'exclure de l'échantillon en falsifiant leur âge, ou encore les enquêtrices ont pu procéder à ces exclusions pour des raisons diverses. La motivation des enquêtrices a pu être un souci de parfaire l'échantillonnage en excluant les femmes qui, bien qu'étant en réalité âgées de plus de 15 ans ou de moins de 50 ans, en paraissaient moins ou plus. L'hypothèse de l'exclusion volontaire dans le but d'alléger leur tâche n'est pas non plus à négliger. S'il semble à peu près sûr que les femmes manquantes des groupes 45 à 49 ans ont été affectées au groupe 50-54 ans (et dans une moindre mesure celles du groupe 15-19 ans au groupe 10-14), il est plus difficile de se prononcer quant aux groupes 40-44 et 30-34, le groupe 35-39 ans n'étant que légèrement surévalué.¹² L'exclusion des femmes aux âges extrêmes de l'échantillon de l'enquête individuelle ainsi que les biais systématiques pour certains cohortes ont pour conséquence de rendre plus difficile l'analyse de la fécondité et de la nuptialité.

La déclaration de l'âge légèrement moins bonne chez les individus les plus instruits peut résulter de la nature même de l'enquête ménage. Lors du passage des enquêtrices, les membres absents du ménage étaient le plus souvent des

¹² Toutefois l'examen du tableau 7 par zone de résidence pourrait inciter à penser qu'il y a eu rajeunissement de chacun de ces deux groupes.

Tableau 10 Rapport de masculinité par âge

Groupe d'âge	Enquête ménage 1977					Recensement 1971				
	Total	Urbain	Rural	Instruction	Sans instruction	Total	Urbain	Rural	Instruction	Sans instruction
0-4	106,4	104,7	106,9	—	—	99,4	100,2	98,0	—	—
5-9	94,1	97,8	93,1	106,0	82,6	98,5	90,3	100,4	94,7	85,7
10-14	83,4	60,3	94,7	99,4	72,8	101,9	76,0	111,0	92,3	48,6
15-19	99,6	66,9	121,2	110,6	84,6	93,9	63,9	106,5	83,1	32,0
20-24	95,2	72,1	113,1	122,4	69,5	84,4	60,8	94,3	88,8	28,0
25-29	94,3	80,6	100,5	134,4	72,7	80,4	62,8	86,2	96,9	32,0
30-34	87,5	77,1	92,3	147,5	60,0	80,1	67,3	83,7	104,7	36,8
35-39	96,2	78,2	103,7	165,5	73,7	82,3	68,4	85,7	106,7	42,0
40-44	110,1	81,0	123,4	189,8	87,6	99,3	79,0	104,8	118,0	51,7
45-49	100,0	78,6	107,6	158,2	85,4	104,4	82,8	109,8	120,6	56,4
50-54	62,6	51,7	66,0	127,4	49,4	106,3	79,2	113,1	116,9	51,9
55-59	81,2	50,0	88,6	146,4	71,7	103,5	80,0	109,5	121,6	51,4
60-64	99,3	82,1	103,3	246,7	82,2	92,6	69,3	97,8	109,0	45,2
65-69	83,8	56,5	82,8	143,8	77,3	84,7	61,4	90,0	98,5	40,5
70-74	70,4	45,5	77,6	166,7	57,4	83,1	53,1	90,1	79,9	38,1
75-79	90,3	46,2	100,0	130,0	82,5	75,4	50,4	81,3	—	—
80-84	64,3	30,0	75,0	33,3	65,7	63,3	39,3	68,7	61,1	30,6
85+	100,0	138,5	88,9	200,0	86,0	56,6	34,0	61,8	—	—
Total	93,0	75,3	100,3	121,5	73,8	93,3	74,1	98,9	95,0	45,9



Graphique 5 Répartition (pour 10.000) par sexe, âge et nature du lieu de résidence selon l'enquête ménage et selon le recensement de 1971 ; Haïti — EHF 1977

Sources : Recensement général de la population et du logement, août 1971, volume 1, p.36 ; Résultats pour l'ensemble du pays, Port-au-Prince 1979

personnes qui ayant les niveaux d'éducation les plus élevés travaillent au dehors. Leur âge a par conséquent été déclaré par une tierce personne. Par contre, les femmes, présentes au foyer lors du passage de l'enquêtrice¹³ ont pu donner leur propre âge avec plus de précision.

Analyse externe : enquête ménage et recensement de 1971

La pyramide des âges de l'enquête ménage (cf. graphiques 3 et 4) montre, pour l'ensemble de la population et comparée à celle du recensement de 1971, un déficit des femmes

âgées de 5 à 10 ans et de 30 à 49 ans (déficit plus particulièrement marqué pour la cohorte 35 – 39 ans)¹⁴ ; on constate également un surplus important de femmes âgées de 50 à 55 ans ce qui confirme l'hypothèse de vieillissement systématique de certaines femmes pour échapper à l'enquête individuelle. Les pyramides par zone de résidence (cf. graphiques 5 et 6) font apparaître des distorsions un

¹³ Et probablement "d'autant plus présentes" que leur niveau d'éducation est faible.

¹⁴ Mais on peut se demander à l'examen de la pyramide du recensement si cette cohorte n'y a pas été surestimée.

peu différentes : parmi les filles âgées de 5 à 10 ans, celles de la zone urbaine semblent avoir été davantage sous-déclarées ; il semble par contre que la sous-estimation des générations de 30 à 49 ans se soit (à l'exception de la cohorte 35-39 ans) produite relativement plus fréquemment en zone rurale qu'en zone urbaine. On note donc un surplus important dans l'enquête ménage des femmes de 20 à 25 ans en zone urbaine.

En ce qui concerne les hommes il n'y a pas de décrochage particulier pour les générations 45-49 ans et 50-59 ans ce qui confirme encore l'hypothèse de l'influence de l'âge limite d'éligibilité pour l'enquête individuelle sur la déclaration de l'âge. La pyramide de l'enquête ménage montre une sous-estimation des 5 à 15 ans "compensée" par une surestimation des 20 à 25 ans, cette surestimation étant plus prononcée en zone urbaine.

Pour ce qui est de l'attraction de certains nombres ronds, les indices de Myers calculés selon différentes caractéristiques (cf. tableau 6 déjà cité p.20) sont à une exception près¹⁵ inférieurs dans l'enquête ménage.¹⁶

D'autre part, la comparaison des rapports de masculinité relatifs aux deux enquêtes (tableau 10 et graphique 7) montre deux choses : tout d'abord, les creux à 5-14 ans et 50-59 ans n'existent que dans le cas de l'enquête ménage. On ne retrouve pas ces anomalies au recensement, ce qui confirmerait que certaines femmes de l'enquête ménage appartenant à ces groupes d'âge ont été déplacées, les femmes manquantes à 40-49 ans ayant été déplacées vers le groupe 50-59 ans pour échapper à l'enquête individuelle. Par ailleurs, malgré les irrégularités mentionnées, on constate que l'enquête ménage aurait enregistré moins d'omissions concernant les hommes que le recensement.

La comparaison des rapports de masculinité calculés selon la nature du lieu de résidence (cf. tableau 10 et graphique 8) confirme l'hypothèse du déplacement des femmes d'âges situés à la limite supérieure d'éligibilité ainsi que celle d'une sous-déclaration plus importante des filles âgées de 5 à 9 ans en zone urbaine.

3.2 ENQUÊTE INDIVIDUELLE

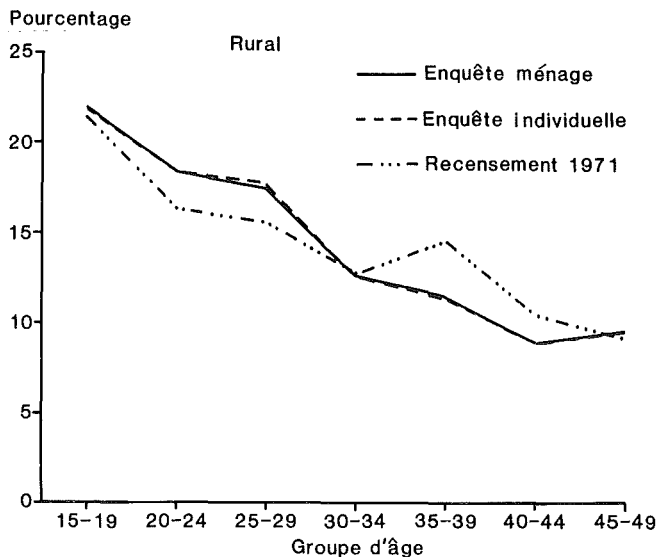
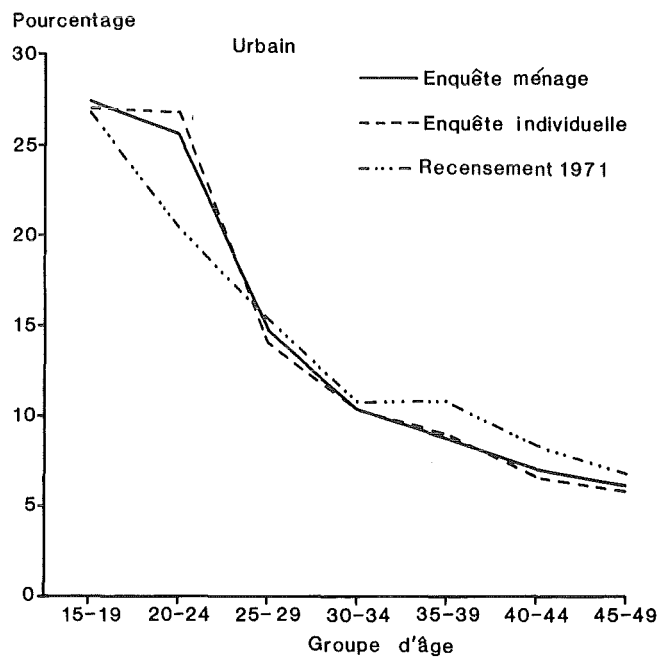
Analyse interne

Théoriquement, l'enquête individuelle devrait comporter moins d'erreurs concernant l'âge que l'enquête ménage car chaque femme devait répondre en personne au questionnaire individuel. La question sur l'âge était posée sous deux formes : l'âge et la date de naissance avec document à l'appui si possible. De fait, les deux parties de l'EHF reproduisent, à quelques différences près, les mêmes irrégularités :

- une attraction pour les années de naissance se terminant par 2 et 7. L'enquête ayant eu lieu en 1977, il s'agit là d'une attraction pour les âges se terminant par 0 et 5.
- un déficit des femmes âgées de 15 à 19 ans et à 45-49 ans confirmant qu'une partie d'entre elles ont dû être

¹⁵ Celle-ci concerne les personnes ayant un niveau d'éducation "secondaire ou plus" qui sont en faible effectif.

¹⁶ A noter également que dans le cas du recensement aussi l'indice de Myers est plus faible pour le sexe féminin, ce qui tend à confirmer l'importance de l'autodéclaration pour la qualité de la déclaration de l'âge.

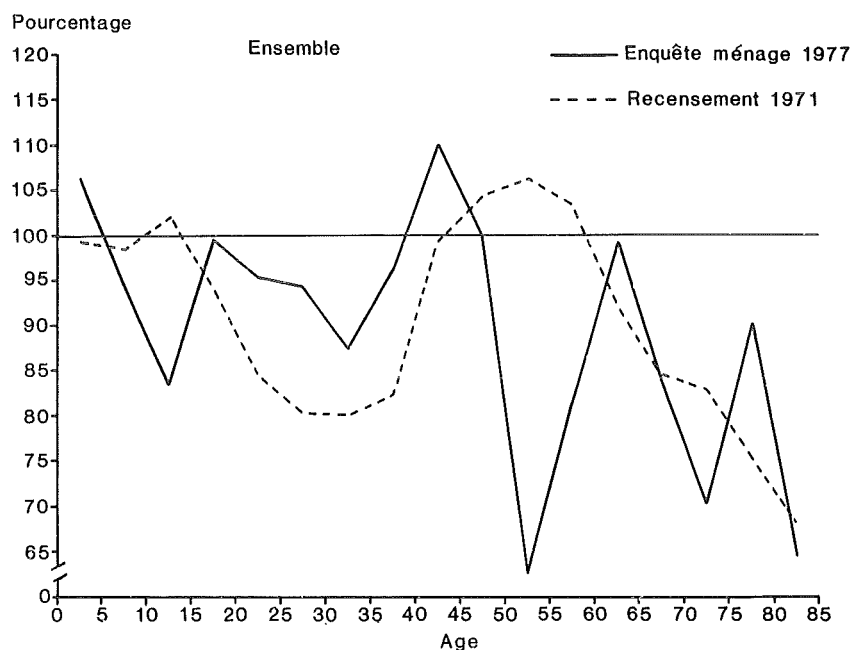


Graphique 6 Répartition par groupe d'âge des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête ménage, de l'enquête individuelle et du recensement de 1971 (en pour cent), selon la nature du lieu de résidence ; Haïti — EHF 1977

Source : Tableau 11

rajeunies ou vieilles lors de l'enquête ménage et ainsi exclues de l'échantillon individuel.

La répartition par âge des femmes de l'enquête individuelle peut néanmoins être considérée comme fiable. Les migrations, phénomène important en Haïti, peuvent être une des causes des irrégularités observées à certains âges. Par exemple, la courbe représentant les femmes par groupe d'âge quinquennal (cf. graphique 4 déjà cité) suit une pente assez normale jusqu'à 30 ans (exception faite des omissions



Graphique 7 Rapport de masculinité selon l'enquête ménage et le recensement de 1971 — ensemble ; Haïti — EHF 1977

Source : Tableau 10

autour de 15 ans). Le déficit des femmes à certains âges pourraient résulter de l'émigration mais il est plus probable qu'il s'agisse d'un double effet de rajeunissement et de vieillissement des femmes entre 30 et 44 ans. L'allure générale de la courbe étant vraisemblable, il est assez difficile d'apporter des explications à ces observations.

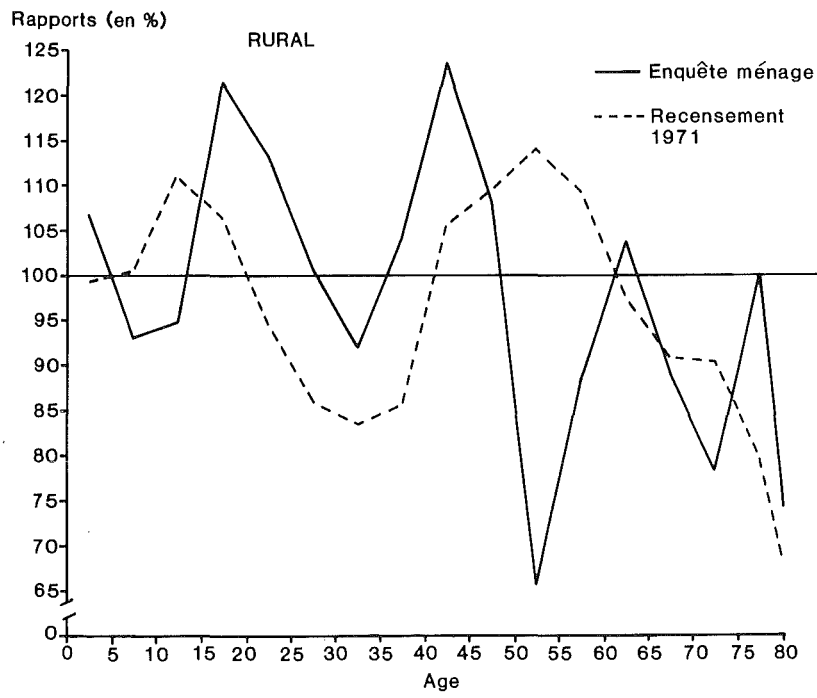
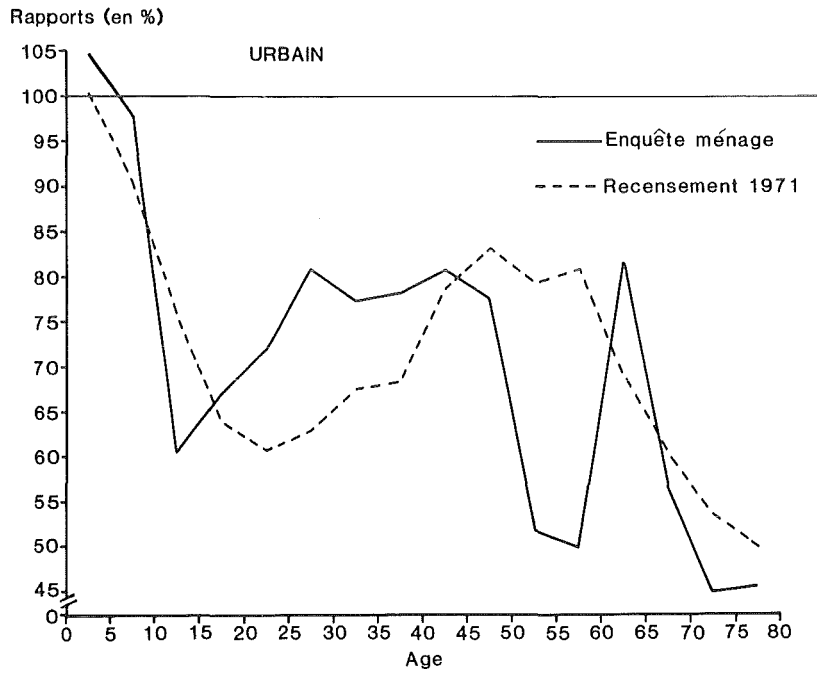
Analyse externe : enquête individuelle — enquête ménage — recensement de 1971

Le tableau 11 et le graphique 4 déjà cité indiquent que

la répartition en pourcentage des femmes de 15 à 49 ans dans l'enquête individuelle et dans l'enquête ménage sont presque identiques. Pour l'ensemble de la population, un nombre légèrement plus élevé de femmes se déclarent âgées de 20 à 24 ans dans l'enquête individuelle. En comparant le milieu urbain et le milieu rural (cf. graphique 6 déjà cité), on aperçoit un écart plus marqué parmi les femmes urbaines entre les répartitions par âge des deux enquêtes. Cela pourrait être dû au fait qu'une plus grande partie de ces femmes travaillent au dehors et donc n'ont pas répondu en personne à l'enquête ménage.

Tableau 11 Répartition (en pour cent) des femmes de 15 à 49 ans de l'enquête individuelle, de l'enquête ménage et du recensement de 1971 par groupe d'âge et selon la nature du lieu de résidence

	Groupe d'âge						
	15 – 19	20 – 24	25 – 29	30 – 34	35 – 39	40 – 44	45 – 49
<i>Ensemble</i>							
Enquête ménage	23,9	21,1	16,5	11,5	10,5	8,2	8,2
Enquête individuelle	23,8	21,5	16,4	11,7	10,6	8,1	8,0
Recensement 1971	22,7	17,4	15,5	12,3	13,6	9,9	8,5
<i>Urbain</i>							
Enquête ménage	27,4	25,6	14,7	10,4	8,7	7,1	6,2
Enquête individuelle	27,1	26,9	14,2	10,4	8,9	6,6	5,8
Recensement 1971	26,9	20,6	15,4	10,9	10,9	8,5	6,8
<i>Rural</i>							
Enquête ménage	22,0	18,4	17,4	12,6	11,4	8,8	9,3
Enquête individuelle	21,9	18,4	17,7	12,5	11,3	8,9	9,2
Recensement 1971	21,3	16,4	15,6	12,7	14,5	10,4	9,0



Graphique 8 Rapport de masculinité selon la nature du lieu de résidence d'après l'enquête ménage et le recensement de 1971 ; Haïti — EHF 1977

Source : Tableau 10

4 Evaluation de la qualité des données sur la nuptialité

4.1 INTRODUCTION

Ce chapitre a pour but d'analyser la fiabilité et la validité des données sur la nuptialité. Cette étape du travail permettra de mieux évaluer, par la suite, les données sur la fécondité, ces deux phénomènes étant interdépendants.

L'originalité du questionnaire individuel de l'EHF a été de poser des questions pertinentes sur la nuptialité afin d'identifier toutes les femmes soumises au risque de conception et de les classer dans l'échantillon comme étant en union.

En Haïti, le mariage légal et le plaçage (union consensuelle) sont les deux formes d'union les plus stables et durables (Moral 1978) ; ce sont des unions avec cohabitation. Il existe d'autres types d'union assez courants (Rapport national 1981, vol. I : 20), mais sans cohabitation, durant lesquels peut intervenir la naissance d'un ou de plusieurs enfants : ce sont les rinmin, fiancée et vivavek. L'EHF en a tenu compte et permet donc de distinguer, parmi les femmes célibataires en âge de procréer, celles qui n'ont jamais eu de relations sexuelles de celles qui sont soumises au risque de conception parce que vivant une relation où les rapports sexuels ne sont pas absents. Ce sont ces dernières que l'on retrouvera dans les catégories rinmin, fiancée ou vivavek. Seules sont classées comme célibataires dans l'enquête les femmes qui n'ont jamais eu de rapports sexuels.

Le questionnaire individuel s'adressait à toutes les femmes âgées de 15 à 49 ans de l'échantillon des ménages et reprenait la question sur l'état matrimonial. Afin d'obtenir de meilleures données sur la nuptialité, une série de questions était posée à chaque femme sur sa situation

matrimoniale récente ou passée. Les femmes qui se déclaraient en union mais qui n'avaient jamais eu de relations sexuelles étaient recodées comme célibataires. Lorsque des femmes se déclaraient célibataires, d'autres questions leur étaient posées pour savoir si elles avaient déjà eu des relations sexuelles ; dans le cas positif, elles étaient considérées comme étant (ou ayant été) en union et classées dans une des catégories d'union.

La validité des données recueillies lors de l'enquête individuelle devrait être supérieure à celle de l'enquête ménage où les renseignements étaient fournis par le chef de ménage et non par l'intéressée. On évaluera par la suite le degré de cohérence existant entre les deux enquêtes.

4.2 L'ÉTAT D'UNION SELON L'ÂGE

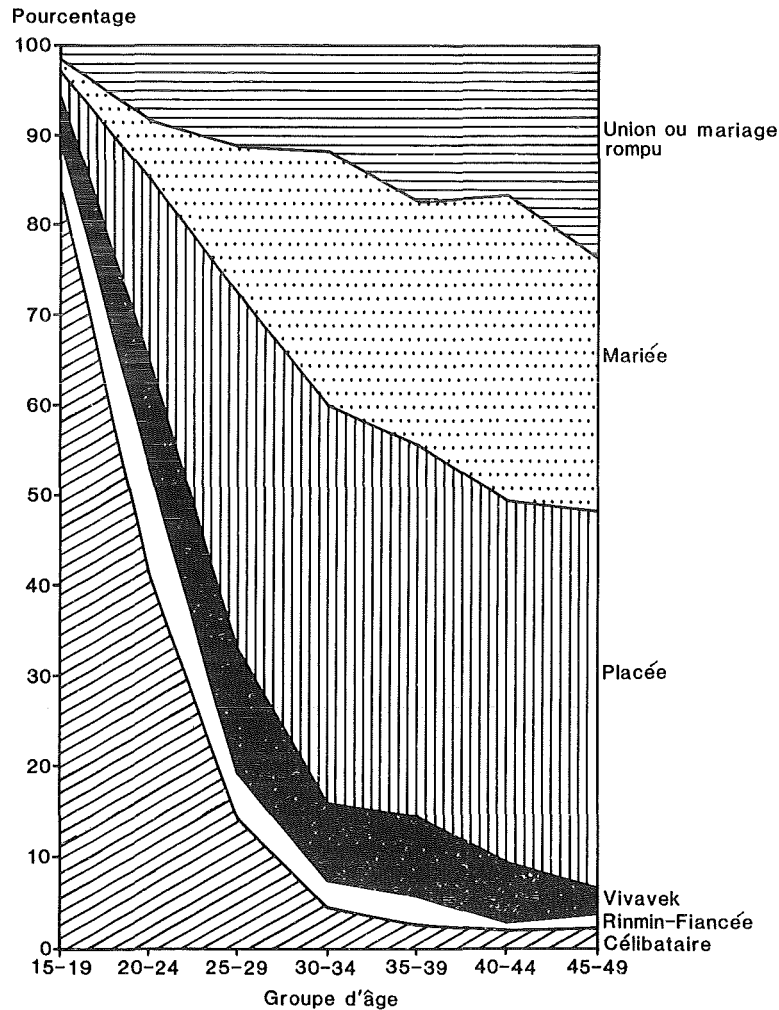
Enquête individuelle

Près des deux tiers des femmes de l'échantillon étaient en union au moment de l'enquête (soit 1.843 sur un total de 3.211 femmes). L'état matrimonial est sans influence sur l'attraction pour certains âges : par exemple, la tendance à déclarer des âges se terminant par 0 et 5 est générale, qu'il s'agisse des femmes en union ou de célibataires. A priori, la répartition des femmes par situation matrimoniale et par groupe d'âge quinquennal ne semble pas affectée par les erreurs de déclaration sur l'âge. La répartition par âge (en pour cent) des femmes célibataires (graphique 9) suit une tendance normale : plus l'âge augmente moins la proportion des célibataires est élevée.

Le tableau 12 donne la distribution des femmes selon

Tableau 12 Répartition (en pour cent) des femmes de l'enquête individuelle selon le groupe d'âge et l'état d'union

Groupe d'âge	Etat matrimonial										
	Célibataires	Unions instables			Unions stables			Union ou mariage rompus	Total non célibataires	Ensemble	Effectif
		Rinmin/ Fiancée	Vivavek	Total	Placée	Mariée	Total				
15-19	83,7	5,4	5,2	10,6	2,9	1,6	4,5	1,3	16,3	100,0	763
20-24	41,2	12,2	11,6	23,8	20,3	6,5	26,8	8,4	58,8	100,0	690
25-29	14,2	6,2	13,6	19,8	38,9	16,3	55,2	11,0	85,8	100,0	527
30-34	4,5	3,4	8,8	12,2	43,9	27,9	71,8	12,0	95,5	100,0	376
35-39	2,6	3,2	8,8	12,0	41,3	26,7	68,0	17,6	97,4	100,0	341
40-44	1,9	1,1	6,5	7,6	40,0	33,8	73,8	16,9	98,1	100,0	260
45-49	2,3	1,5	2,7	4,2	41,4	28,1	69,5	24,2	97,7	100,0	256
Ensemble	32,2	5,8	8,7	14,5	27,4	15,5	42,9	10,4	67,8	100,0	3211
Effectif	1035	187	278	465	881	498	1379	334	2176	3211	3211



Graphique 9 Répartition (en pour cent) des femmes de l'enquête individuelle selon l'état d'union au moment de l'enquête ; Haïti — EHF 1977

Source : Tableau 12

l'âge et l'état matrimonial. On y remarque qu'à 25-29 ans, 85 pour cent des femmes sont ou ont déjà été en union. Cependant 59 pour cent d'entre elles sont dans des unions de type instable (c'est-à-dire autres que mariées et placées) et 11 pour cent sont en rupture d'union. A 35-39 ans, la presque totalité des femmes a été en union au moins une fois. D'ailleurs la proportion de célibataires se stabilise autour de 2,5 pour cent à partir de cet âge. C'est à 30-34 ans et 40-44 ans que l'on trouve le plus de femmes en union stable. Plus les femmes sont âgées, moins les unions instables sont importantes, contrairement aux ruptures d'union ou de mariage qui augmentent avec l'âge.

La faible proportion des célibataires observée après 40 ans n'implique pas que les autres femmes (98,5 pour cent) soient soumises de la même façon au risque de concevoir. Les ruptures d'union augmentent constamment dans les derniers groupes d'âge pour représenter 17 pour cent des femmes entre 35 et 45 ans et 24 pour cent à 45-49 ans. Les ruptures de mariage sont très importantes entre 35 et 50 ans, mais sont relativement faibles par rapport à l'ensemble des femmes mariées : seulement 2 pour cent des

femmes de l'échantillon sont dans la catégorie mariage rompu lors de l'enquête. Entre 30 et 40 ans, 70 pour cent des femmes sont en union avec cohabitation (mariées ou placées) et 12 pour cent seulement dans des unions sans cohabitation (rinmin, fiancée ou vivavek) (voir tableau 12). Ce phénomène semble être une caractéristique très importante du comportement matrimonial en Haïti : la majorité des femmes entrent en union autour de 15 et 25 ans. Cependant, même aux âges où elles ont toutes contracté une première union, 30 pour cent environ d'entre elles ne sont pas exposées au risque de conception de façon constante, parce qu'étant en union sans cohabitation ou étant séparées.

Bien que le plaçage soit le type d'union le plus répandu quel que soit l'âge, à partir de 30 ans la proportion de femmes placées baisse légèrement. Ceci est dû à la fois à l'augmentation des ruptures d'union avec l'âge et à une hausse de la proportion de femmes mariées après 30 ans. Ces mariages tardifs chez les femmes placées semblent s'opérer surtout autour de 40-45 ans. Plusieurs études sociologiques ont étudié le phénomène dans le passé montrant que pour des raisons économiques et culturelles le

mariage légal était beaucoup plus tardif en milieu rural et était souvent précédé d'un plaçage (Moral 1978).

La proportion des femmes de 15 à 19 ans placées et celle des femmes de 45 à 49 ans mariées pourraient dès lors paraître trop faibles : l'écart entre la proportion des placées à 15-19 et 20-24 ans semble exagéré ; la proportion des femmes de 45 à 49 ans mariées devrait être plus élevée même en tenant compte d'un accroissement des ruptures d'union. On se rappellera que lors de l'étude des âges, les effectifs de ces deux groupes semblaient sous-estimés. Les omissions auraient apparemment davantage touché les femmes placées dans le plus jeune groupe d'âge et les femmes mariées à 45-49 ans ce qui pourrait être l'indice d'omission également liées au nombre d'enfants déjà nés.

On remarque que le groupe d'âge 40-44 ans comporte la plus forte proportion de femmes mariées ainsi qu'une proportion de femmes en rupture d'union qui semble trop faible par rapport à celle des deux groupes d'âge voisins. Sachant que ce groupe est sous-représenté dans l'échantillon (voir chapitre précédent sur les âges), il est possible que ce soient les femmes en union instable ou en rupture d'union qui aient été omises ou plus probablement déplacées dans un autre groupe d'âge, les femmes mariées apparaissant alors proportionnellement plus nombreuses.

Les données selon le niveau d'éducation et le lieu de résidence montrent que ces omissions à 40-44 ans se sont surtout produites en milieu rural, et légèrement moins chez les femmes qui savent lire que chez les autres. Il est dès lors possible, en combinant ces différentes observations, de faire l'hypothèse que les omissions ou déplacement dans une autre cohorte des femmes de 40-44 ans sont plus importantes en milieu rural chez les femmes non mariées ou placées.

On note par ailleurs qu'il y a plus d'unions avec cohabitation et qu'elles semblent plus stables en milieu rural.¹⁷

¹⁷ Les ruptures d'unions et de ménages sont de l'ordre de 14 pour cent en milieu urbain contre 8,5 en milieu rural.

Comparaison avec l'enquête ménage

Tableau 13 Comparaison des répartitions (en pour cent) des femmes selon l'état d'union dans l'enquête ménage et dans l'enquête individuelle

Etat d'union	Enquête ménage	Enquête individuelle	Même état d'union déclaré dans les deux enquêtes
Célibataire	30,8	32,2	90,2
Rinmin/Fiancée	5,8	5,8	41,7
Vivavek	9,0	8,7	86,0
Placée	27,3	27,4	95,5
Mariée	15,8	15,5	98,4
Union rompue	9,4	8,4	81,7
Mariage rompu	1,9	2,0	
Total	100,0	100,0	88,9

Le tableau 13 ci-dessus montre que, dans l'ensemble, les répartitions selon la situation matrimoniale obtenues par l'enquête ménage et l'enquête individuelle sont cohérentes.

Cependant lorsque l'on compare pour chaque femme les situations déclarées dans les deux enquêtes on constate des différences, dont certaines sont importantes (cf. tableau 14). Dans le cas des "rinmin ou fiancées" par exemple pour lequel les deux enquêtes donnent la même proportion globale (5,8 %), on constate qu'en fait, la déclaration n'est la même que pour 78 cas (sur 187). Ceci provient probablement de l'imprécision liée aux termes eux-mêmes. On note également que 86 % des femmes considérées comme en situation de "vivavek" par l'enquête individuelle avaient ce même statut dans l'enquête ménage ; 18 % des femmes en "union ou mariage rompu" de l'enquête individuelle auraient un autre statut selon l'enquête ménage. Au total 11 % des femmes ont été reclassées lors de l'enquête individuelle.

Tableau 14 Répartitions des femmes de l'enquête individuelle selon l'état d'union déclaré dans cette l'enquête et celui déclaré dans l'enquête ménage

Enquête individuelle	Enquête ménage						Total	%
	Célibataire	Rinmin/ Fiancée	Vivavek	Placée	Mariée	Union/ Mariage rompu		
Célibataire	933	94	0	2	0	6	1035	32,2
Rinmin/Fiancée	36	78	8	5	3	58	188	5,8
Vivavek	7	5	239	16	1	11	279	8,7
Placée	12	2	19	840	4	3	880	27,4
Mariée	2	1	1	3	49	2	499	15,5
Union/Mariage rompu	25	0	19	12	490	273	335	10,4
Total	1015	180	286	878	504	353	3216	100,0
%	31,6	5,6	8,9	27,3	15,7	11,9	100,0	

Lorsque l'on considère l'âge de la femme, il ne semble pas que celui-ci joue un rôle en ce qui concerne les incohérences de déclaration entre les 2 enquêtes sauf pour les deux cohortes situées aux limites d'éligibilité pour l'enquête individuelle (cf. tableau 15) pour lesquelles on constate une plus grande proportion d'incohérences.

Tableau 15 Pourcentage de femmes ayant déclaré le même état d'union dans l'enquête individuelle et dans l'enquête ménage selon le groupe d'âge actuel

	15 - 19	20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49
%	96,5	98,3	98,1	97,1	98,8	97,7	94,5

Lorsque l'on compare les distributions par âge et situation matrimoniale tirées des deux enquêtes (cf. tableau 16) on constate que les incohérences observées pour le groupe 15 - 19 sont évidemment surtout le fait des catégories "célibataires" et "rinmin ou fiancée", l'enquête individuelle ayant trouvé plus de célibataires et moins de "rinmins ou fiancées". Les incohérences du groupe 45 - 49 ans (compte tenu des aléas dûs au faible effectif) sont surtout le fait des femmes "en union ou mariage rompu", l'enquête individuelle en ayant trouvé davantage que l'enquête ménage.

Comparaison externe : enquête et recensement de 1971

La comparaison des structures par situation matrimoniale est délicate à réaliser entre l'enquête fécondité et le recensement car les définitions ne sont pas tout à fait homogènes :

d'une part les types d'unions rinmin, fiancée, et vivavek n'ont pas été distingués par le recensement qui les a considérées comme appartenant au groupe des célibataires, d'autre part le recensement n'a considéré comme ruptures d'union que celles concernant des unions légalisées (femmes mariées devenues veuves ou ayant divorcé).¹⁸

Le tableau 17 compare les structures au recensement et à l'enquête : ces structures sont assez semblables sauf effectivement en ce qui concerne les femmes placées et en "union rompue" ; si l'on considère que les probabilités de rupture d'un plaçage ou d'un mariage n'ont pas changé entre les 2 enquêtes on trouve un pourcentage des femmes placées selon la définition du recensement d'environ 36 % ce qui est assez proche surtout si l'on tient également compte du fait que certaines femmes mariées mais séparées de leurs maris ont probablement été recensées comme mariées alors qu'elles ont dû être considérées comme "union rompue" dans l'enquête.

D'après le tableau 18, il semble qu'il y ait moins de cohérence entre le recensement et l'enquête pour les femmes des zones urbaines. En fait cela provient en partie de la plus grande proportion d'union ou mariage rompu (14 pour cent dans l'enquête contre 2 pour cent au recensement) ; l'examen par groupe d'âge confirme cette hypothèse.

Le tableau 19 permet de comparer les proportions par âge de femmes mariées ou placées au moment du recensement de 1971 obtenues à partir de l'enquête et à partir du

¹⁸ Ainsi par rapport à l'EHF le recensement sous-estime la population des femmes soumise au risque de grossesse lorsqu'il considère les rinmins, fiancées et surtout vivavek comme célibataires alors qu'il la surestime en classant comme placées des femmes dont l'union est en fait rompue : globalement l'EHF a récupéré 8 % de femmes pour l'étude de la fécondité, concernant mieux ainsi la population soumise au risque.

Tableau 16 Comparaison des répartitions selon l'état d'union et le groupe d'âge obtenues par l'enquête individuelle (EI) et l'enquête ménage (EM) pour les femmes de 15 à 49 ans

Statut matrimonial		15 - 19	20 - 24	25 - 29	30 - 34	35 - 39	40 - 44	45 - 49	Total
Célibataire	EM	611	273	71	20	13	9	11	1035
	EI	639	281	75	17	9	5	6	
Rinmin/Fiancée	EM	65	82	29	4	4	1	0	180
	EI	41	84	33	13	11	3	4	187
Vivavek	EM	40	82	69	34	32	19	11	286
	EI	40	80	72	33	30	17	7	278
Placée	EM	23	141	205	161	136	106	107	878
	EI	22	140	205	165	141	104	106	881
Mariée	EM	13	46	84	106	91	86	77	503
	EI	12	45	86	105	91	88	72	498
Union/Mariage rompu	EM	12	65	69	53	63	41	51	351
	EI	10	58	54	45	60	44	62	334
Total	EM	762	687	527	376	341	260	256	3209
	EI	763	690	527	376	341	260	256	3211
%	Total EM / Total EI	96,5	98,5	98,1	97,1	98,8	97,7	94,6	

Tableau 17 Comparaison des répartitions selon l'état d'union obtenues par le recensement de 1971, l'enquête individuelle et l'enquête ménage pour les femmes de 15 à 49 ans

Situation matrimoniale	Recensement de 1971	Enquête ménage	Enquête individuelle
Célibataire Rinmin/fiancée, vivavek }	45,9	31,6 } 14,5 } 46,1	32,3 } 14,5 } 46,9
Mariée	17,8	15,8	15,5
Placée	34,4	27,3	27,4
Veuve, divorcée Union rompue	1,9 —	{ 11,0	{ 10,4
Total	100,0	100,0	100,0

Tableau 18 Comparaison des répartitions (en pour cent) selon l'état d'union et le groupe d'âge obtenues par le recensement de 1971 et l'enquête individuelle

Groupe d'âge	Etat d'union actuel							
	Célibataire ^a		Mariée		Placée		Union et mariage rompu ^b	
	EHF	Rec	EHF	Rec	EHF	Rec	EHF	Rec
A Ensemble								
15-19	94,3	94,5	1,6	1,3	2,9	4,2	1,3	0,0
20-24	65,0	61,8	6,5	10,5	20,3	27,3	8,4	0,4
25-29	34,0	32,8	16,3	20,4	38,9	45,9	11,0	1,0
30-34	16,7	21,5	27,9	25,4	43,9	51,5	12,0	1,6
35-39	14,6	17,7	26,7	27,8	41,3	51,9	17,6	2,6
40-44	9,5	18,3	33,8	30,1	40,0	46,7	16,9	4,9
45-49	6,5	19,7	28,1	31,4	41,4	41,5	24,2	7,4
Ensemble	46,7	45,9	15,5	17,8	27,4	34,4	10,4	1,9
B Urbain								
15-19	94,1	94,2	2,0	1,3	2,5	4,5	1,5	0,0
20-24	66,7	66,8	7,6	8,8	17,2	24,0	8,4	0,4
25-29	39,1	42,0	14,2	18,8	30,5	38,0	16,4	1,1
30-34	22,6	30,6	24,3	26,3	35,2	40,7	17,8	2,4
35-39	17,8	27,7	23,4	29,5	29,4	39,0	29,4	3,8
40-44	16,1	28,8	20,8	32,3	32,9	32,0	30,2	6,8
45-49	5,6	30,0	20,5	32,8	29,1	27,1	44,9	10,1
Ensemble	54,5	56,4	11,7	16,1	19,8	25,3	14,0	2,2
C Rural								
15-19	94,5	94,7	1,3	1,2	3,1	4,0	1,1	0,0
20-24	63,4	59,7	5,7	11,2	22,7	28,7	8,2	0,4
25-29	31,8	29,8	17,1	20,9	42,4	48,5	8,5	0,9
30-34	13,8	18,9	29,5	25,1	47,5	54,6	9,1	1,4
35-39	13,3	15,2	28,1	27,4	46,3	55,1	12,4	2,3
40-44	7,0	15,4	38,9	29,5	42,7	50,6	11,4	4,4
45-49	6,7	17,1	30,7	31,1	45,3	45,1	17,2	6,7
Ensemble	42,5	42,4	17,5	18,4	31,5	37,4	8,5	1,8

^a Comprend les célibataires, rinmin, fiancée et vivavek.

^b Comprend seulement les veuves et divorcées pour le recensement.

recensement : à moins de changement important dans la population observée (émigration ou mortalité différentielles par exemple) les deux proportions doivent être semblables. En fait, on n'obtient des résultats analogues que pour les trois cohortes centrales (ce qui correspond grossièrement aux cohortes 26 – 40 ans de l'enquête) ; pour les femmes les plus jeunes les proportions de femmes mariées ou placées à la date du recensement données par l'enquête sont supérieures à celles données par le recensement, pour les plus vieilles c'est l'inverse ; la prise en compte de l'erreur d'échantillonnage dans l'examen des valeurs trouvées à l'enquête conduit à minimiser l'importance de ces différences, de même que la prise en compte des différences de définition entre les deux sources (cf. ce qui a été dit au début de cette section).

Le tableau 20 donne les proportions par âge de femmes mariées ou placées obtenues à partir de l'enquête individuelle à deux dates différentes : 1971 et 1977.

Si, pour les jeunes âges, les plus faibles proportions observées pour 1977 pourraient s'interpréter comme un changement dans le comportement d'entrée en union, la persistance de ces différences aux autres âges peut être elle un indice supplémentaire de la qualité relative des déclarations de l'âge (notamment si ce sont les femmes les moins fécondes qui ont été rajeunies).

Tableau 19 Comparaison des répartitions (en pour cent) par âge au moment du recensement de 1971 des femmes mariées ou placées au moment de ce recensement obtenues par le recensement et par l'enquête individuelle

Age en 1971	Proportions de femmes mariées ou placées à la date du recensement	
	Recensement 1971	EHF 1977 (enq. ind.)
15 – 19	5,5	8,6
20 – 24	37,8	39,4
25 – 29	66,3	66,4
30 – 34	76,9	76,5
35 – 39	79,7	75,8
40 – 44	76,8	72,8
Total	52,2	46,7

Tableau 20 Comparaison des proportions par âge des femmes mariées ou placées pour 1971 et 1977 (enquête individuelle)

Age à la date considérée	1971	1977
15 – 19	8,6	4,5
20 – 24	39,4	26,8
25 – 29	66,4	55,2
30 – 34	76,5	71,8
35 – 39	75,8	68,0
40 – 44	72,1	73,8
Total	46,7	42,9

4.3 ÂGE À LA PREMIÈRE UNION ET TYPE DE CETTE UNION

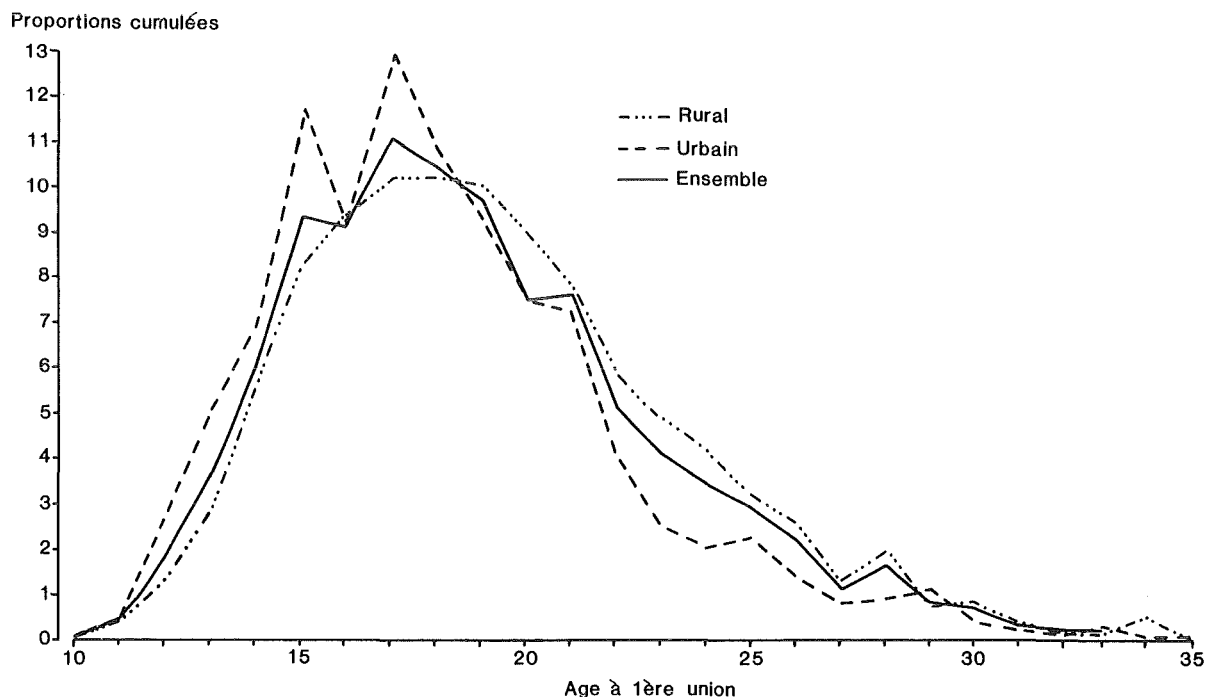
Le tableau 21 et le graphique 10 donnent la répartition des femmes actuellement non célibataires¹⁹ selon leur âge à la première union et la nature du lieu de résidence.

Mis à part les accidents à 15, 17 et 21 ans l'allure de la courbe est régulière. En fait lorsque l'on considère la nature du lieu de résidence on constate que ces irrégularités proviennent des zones urbaines. S'il convient ici encore d'évoquer l'erreur d'échantillonnage on peut également

¹⁹ Le tableau donne les proportions cumulées, le graphique les proportions non cumulées—il s'agit des femmes rinmins, fiancées, vivavek, mariées, placées et en union ou mariage rompus.

Tableau 21 Proportions cumulées de femmes déjà entrées en union selon l'âge à la première union

Age à la 1ère union	Urbain	Rural	Ensemble
8	0,1	0,0	0,0
9	0,1	0,0	0,0
10	0,2	0,1	0,1
11	0,6	0,5	0,5
12	3,3	1,8	2,3
13	8,4	4,6	5,9
14	15,3	10,1	11,9
15	27,0	18,3	21,2
16	36,1	27,6	30,4
17	49,0	37,8	41,4
18	59,8	48,0	51,8
19	69,0	58,0	61,5
20	76,4	65,3	68,9
21	83,6	73,1	76,5
22	87,7	78,8	81,7
23	90,2	83,7	85,8
24	92,2	87,8	89,2
25	94,4	91,0	92,1
26	95,8	93,6	94,3
27	96,6	94,9	95,4
28	97,5	96,9	97,0
29	98,6	97,6	97,8
30	99,0	98,4	98,5
31	99,2	98,8	99,0
32	99,3	99,0	99,1
33	99,6	99,2	99,2
34	99,7	99,7	99,7
35	99,8	99,8	99,8
36	99,9	99,9	99,9
37	100,0	100,0	100,0
Effectifs des femmes déjà entrées en union	692	1484	2175



Graphique 10 Répartition par âge à la première union des femmes déjà entrées en union selon la nature du lieu de résidence ; Haïti — EHF 1977

Source : Tableau 23

penser que les femmes des zones urbaines ont un processus d'entrée en union différent.²⁰

Le tableau 22 indique que la plupart (66 pour cent) des femmes commencent par entrer dans une union de type rinmin ; cependant, plus l'âge des femmes est élevé au moment de l'enquête, plus la proportion de celles qui ont été placées ou mariées en première union est importante, ce qui peut être l'indice de la non déclaration²¹ par les femmes les plus âgées de premières unions informelles.

En moyenne, les femmes de l'enquête individuelle ont eu 1,5 union chacune. Le nombre moyen d'unions (tableau 23) augmente régulièrement avec l'âge jusqu'à un maximum de 2,5 unions par femme à 40 – 44 ans. Pour les femmes de 45 – 49 ans, le nombre d'unions semble avoir été sous-déclaré ce qui confirmerait l'hypothèse faite plus haut.

Intensité et calendrier

Le graphique 11 donne, pour différentes périodes précédant l'enquête et pour chaque cohorte, le calendrier et l'intensité de la nuptialité (exprimés par le pourcentage par rapport à l'ensemble des femmes d'une génération de celles déjà entrées en union à l'âge²² considérée).

La génération 45 – 49 ans a une intensité systématiquement plus faible que les autres quelle que soit la période

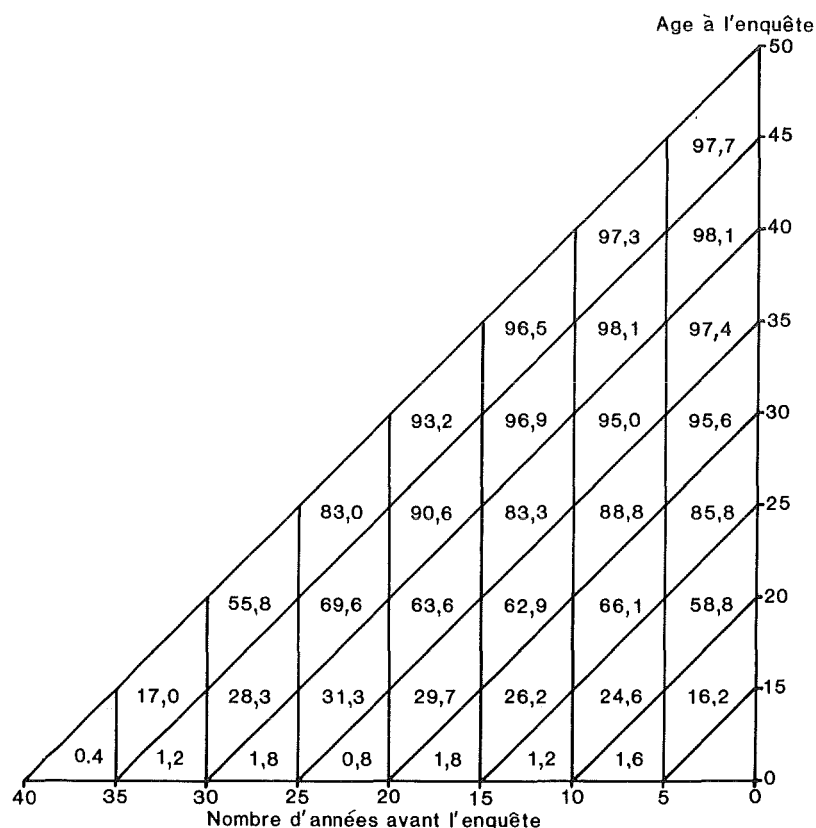
²⁰ Lié peut-être à l'achèvement de différents niveaux de scolarité.

²¹ Soit par oubli, soit parce que la femme a pensé que cette information était sans intérêt pour l'enquêtrice (notamment lorsqu'elle n'a pas eu d'enfant de cette première union).

²² L'âge d'entrée en première union étant celui déclaré à l'enquête.

Tableau 22 Répartition (en pour cent) des femmes en union au moment de l'enquête selon l'âge à l'enquête et le type de la première union

Groupe d'âge	Rinmin	Fiancée	Vivavek	Placée	Mariée	Total
15 – 19	81,6	1,6	8,8	7,2	0,8	100
20 – 24	73,2	2,5	11,0	10,6	2,7	100
25 – 29	70,2	4,0	7,3	14,1	4,4	100
30 – 34	62,0	5,0	6,6	16,1	10,2	100
35 – 39	62,2	5,7	8,1	16,8	7,2	100
40 – 44	59,0	5,1	7,4	20,7	7,8	100
45 – 49	56,8	4,0	8,8	22,4	8,0	100
Total	66,1	4,0	8,2	15,6	6,0	100



Graphique 11 Intensité et calendrier de l'entrée en union ; Haïti—EHF 1977

Tableau 23 Nombre moyen d'unions selon l'âge à l'enquête (enquête individuelle)

Groupe d'âge	Nombre d'unions
15 – 19	0,3
20 – 24	1,1
25 – 29	1,8
30 – 34	2,1
35 – 39	2,3
40 – 44	2,5
45 – 49	2,4
Ensemble	1,5

considérée. Si, pour les périodes récentes, l'erreur d'échantillonnage peut expliquer les différences constatées il n'en est pas de même pour les âges d'entrée plus précoces. Deux phénomènes ont pu jouer : exclusion de l'enquête différentielle et touchant les femmes relativement plus souvent en union²³ et non déclaration²⁴ des premières unions informelles.²⁵

Dans le cas des 15–19 ans, la faible proportion des femmes en union ne doit pas être uniquement interprétée

²³ Cf. section 2.2, p.16, l'hypothèse d'exclusion de femmes apparaissant plus âgées parce qu'ayant eu plus d'enfants donc probablement entrées plus tôt en union.

²⁴ Cf. note 21.

²⁵ Donc davantage susceptibles de s'être produites aux jeunes âges.

comme un changement du calendrier de nuptialité, mais sans doute davantage comme le fait d'omissions de femmes déjà en union lors de l'enquête.

Il est dès lors préférable de ne faire porter l'analyse que sur cinq générations, puisque les données pour les générations extrêmes sont entachées d'erreurs. Si l'on compare, pour ces générations, les proportions des femmes entrées en union à 15 ans en moyenne, on observe pour les quatre dernières un vieillissement de l'âge à la première union, ce qui laisserait supposer que les femmes de la génération 40–45 ans auraient elles aussi sous-estimé une partie des unions survenues 25 à 30 ans avant l'enquête. D'ailleurs dans cette même génération, la proportion de la période suivante est très élevée, ce qui voudrait dire que ces femmes ont effectivement raccourci le calendrier de leur nuptialité, concentrant leur entrée en première union aux durées 20–25 et 15–20 ans, soit entre 15 et 25 ans. D'après le diagramme, 91 pour cent d'entre elles sont déjà mariées à 25 ans, ce qui implique que leur âge moyen à la première union soit parmi les moins élevés. Il y aurait donc déplacement de l'âge à la première union et/ou omissions de femmes entrées en union aux âges avancées. Le tableau 24 confirme la concentration des unions autour de 15–25 ans, 43 pour cent des premières unions ont lieu entre 15 et 20 ans, très peu avant 15 ans et 70,2 pour cent des femmes de cette génération sont entrées en union entre 15 et 25 ans. Une autre explication pourrait être le déplacement des femmes de cette génération dans les générations 35–39 ans.

A 30 ans exactement, la proportion des premières unions

Tableau 24 Proportion des premières unions cumulées selon l'âge d'entrée en union et l'âge à l'enquête

Age d'entrée en union	Age à l'enquête						
	15 – 19	20 – 24	25 – 29	30 – 34	35 – 39	40 – 44	45 – 49
10	0,0	0,1	0,4	0,0	0,0	0,0	0,0
11	0,1	0,2	0,8	0,5	0,6	0,0	0,4
12	0,7	1,4	1,9	2,6	2,2	1,9	0,8
13	2,3	3,8	1,7	6,6	5,4	4,6	1,2
14	4,6	8,2	10,4	10,5	11,1	9,2	3,4
15	8,0	13,7	16,9	17,7	20,8	19,6	10,4
16		20,7	24,7	23,6	29,0	29,6	14,9
17		29,5	32,9	33,8	36,7	38,7	24,7
18		38,8	41,9	43,5	44,1	45,4	34,1
19		47,4	51,8	51,7	50,7	55,6	41,1
20		52,0	60,3	57,6	56,7	62,2	50,5
21			66,9	66,1	64,9	70,1	57,0
22			72,6	72,0	70,8	75,7	64,4
23			78,1	76,3	74,0	80,9	70,1
24			81,0	80,6	75,4	86,1	76,0
25			83,3	85,5	81,3	89,8	80,7
26				88,8	84,8	91,3	85,2
27				90,7	87,0	92,8	87,5
28				93,2	89,9	93,4	91,4
29				94,1	91,4	95,7	92,2
30				95,4	93,0	96,5	93,0
31					94,0	96,9	93,8
32					94,9	96,9	94,2
33					95,9	96,9	94,8
34					96,8	97,7	96,4
35					96,9	98,1	96,8
36						98,1	97,0
37						98,1	97,4
Nombre total de femmes	763	690	527	376	340	260	256

est comparable pour les trois générations observables, ce qui confirme l'hypothèse que très peu d'unions ont lieu après 30 ans, d'où l'intensité plus ou moins égale observée qui se situe autour de 95 pour cent.

En résumé, malgré le moindre qualité des données obtenues pour les générations extrêmes on peut néanmoins cerner assez bien le modèle haïtien de nuptialité : majorité des femmes entrée en première union avant 30 ans et très peu avant 13 ans. Il y aurait un léger vieillissement de l'âge à la première union parmi les jeunes générations. On devrait s'attendre à ce que l'intensité finale de la nuptialité reste inchangée en Haïti, alors que le calendrier change lentement.

Estimation de l'âge moyen à la première union par application du modèle de nuptialité de Coale

En utilisant les données sur la nuptialité féminine de plusieurs pays d'Europe, de l'Australie, des Etats-Unis et de Taiwan à différentes époques, Coale a trouvé que les distributions par âge au premier mariage avaient toutes une forme similaire et se différencient par trois paramètres : l'âge où les femmes commencent à se marier pour la première fois (a_0), l'intensité finale de la nuptialité (c) et la fréquence de nuptialité à chaque âge (k).

Ce modèle a été appliqué ici afin d'obtenir un âge moyen au premier mariage pour chaque cohorte (le modèle permet d'extrapoler à partir de l'expérience incomplète des jeunes cohortes qui n'ont pas encore terminé leur vie féconde). L'étude de la cohérence entre les données réelles et celles obtenues par le modèle permettra également de déceler certaines erreurs au niveau de l'enquête. Toutefois on ne pourra tenir compte de la cohorte 15 – 19 ans dont l'historique des unions est trop incomplète.

Le tableau 25 donne l'âge moyen à la première union par génération pour différentes valeurs de l'intensité finale de la nuptialité (c). On voit que l'âge moyen à la première union en Haïti est assez tardif, variant entre 20 et 22 ans.²⁶

Quelle que soit l'intensité finale envisagée, on remarque que l'âge moyen à la première union est plus élevé pour la cohorte âgée de 20 – 24 ans au moment de l'enquête (si l'on ignore la cohorte la plus âgée, dont l'âge moyen à la première union approche 22 ans). Les résultats de cette dernière cohorte semblent confirmer une fois de plus que les femmes de cette génération ont majoré leur âge à la première union probablement en oubliant de déclarer une

²⁶ On trouvait à partir du même modèle des âges moyens variant autour de 15 ans au Cameroun, entre 18 et 19 ans en République Dominicaine.

Tableau 25 Estimation de l'âge moyen à la première union par application du modèle de Coale

Intensité finale de la nuptialité (c)	Age à l'enquête						
	20 – 24	25 – 29	30 – 34	35 – 39	40 – 44	45 – 49	
c variable (estimé par le modèle) ^a	21,3 (0,916)	21,2 (1,010)	21,1 (1,014)	20,9 (0,998)	20,1 (0,979)	21,9 (0,975)	
c fixé à	0,900	21,2	20,3	20,5	20,6	20,1	21,8
	0,950	21,6	20,7	20,6	20,7	20,1	21,9
	0,990	21,9	21,0	20,8	20,9	20,2	—

^a Les valeurs de c estimées par le modèle sont indiquées entre parenthèses.

première union éloignée dans le temps ou de type instable donc moins prestigieuse.

Les courbes (non reproduites) mettant en relation les données réelles et le modèle montrent des résultats en général assez cohérents, mis à part ceux des générations 25 – 29 et 45 – 49 ans. Pour la plus vieille de ces générations, l'intensité est à tous âges plus élevée pour le modèle, ce qui reconfirmerait l'hypothèse d'un mauvais dénombrement de ce groupe d'âge. Pour la cohorte 25 – 29 ans la courbe des données observées est plus élevée que celle du modèle jusqu'à 28 ans où elle subit une chute très importante. Il pourrait donc y avoir une erreur dans les données pour cette génération.

L'âge moyen à la première union pour la cohorte 40 – 44 ans est assez faible, ce qui pourrait confirmer que les femmes manquant à ce groupe d'âge (voir chapitre 3) sont celles qui sont entrées en union le plus tardivement.

En conclusion on peut dire que les omissions de femmes aux âges limites d'éligibilité pour l'enquête individuelle ont probablement touché davantage les femmes en union.

On note une assez grande cohérence entre les déclarations à l'enquête ménage et à l'enquête individuelle en ce qui concerne les unions avec cohabitation ; la cohérence est moins bonne pour les autres types d'union, ceci étant probablement lié à la précision de définition de ces unions.

Bien que délicate (en raison d'une définition différente de l'union), la comparaison avec le recensement de 1971 laisse penser que dans l'ensemble, l'état d'union n'a pas été trop mal déclaré lors de l'EHF 1977.

Il faudra tenir compte lors de la prise en considération de l'âge d'entrée en union, du fait que les deux générations extrêmes ont, pour des raisons différentes (exclusion pour les 15 – 19 ans, exclusion mais surtout erreurs de déclaration pour les 45 – 49 ans), des données biaisées.

5 Evaluation de la qualité des données sur la fécondité

5.1 INTRODUCTION

L'objectif principal de l'Enquête Mondiale sur la Fécondité est d'évaluer les tendances et les niveaux de ce phénomène dans le monde. En Haïti, les carences de l'état civil font que l'enquête nationale est un outil important pour mieux connaître la fécondité.

Une bonne partie du questionnaire individuel portait sur la maternité et l'historique des grossesses de chacune des femmes enquêtées. Comme pour la nuptialité, il s'agissait d'une suite de questions formulées de façon à cerner les incohérences et à aider la femme à se souvenir le mieux possible de l'historique de ses grossesses.

Il faut également noter que dans le cas d'Haïti l'historique des grossesses était enquêté en commençant par la grossesse la plus récente.

Le but de ce chapitre est d'évaluer brièvement les tendances et les niveaux de la fécondité en Haïti et plus particulièrement de détecter les erreurs qui affectent les informations recueillies. Ces erreurs dépendent de celles commises lors de la déclaration de l'âge (voir chapitre 1), des déplacements de naissances dans le temps ou des omissions. Il est important de mentionner ici l'hypothèse de départ qui considère la fécondité des femmes étudiées comme représentative de celle de leur génération, c'est-à-dire que les femmes échappant à l'observation par décès ou émigration sont supposées ne pas avoir une fécondité différente.

5.2 DESCENDANCE FINALE

Observé selon l'âge annuel de la femme, le nombre moyen d'enfants nés vivants tiré du questionnaire individuel a une évolution plutôt régulière jusqu'à 39 ans ; le graphique 12 montre qu'à partir de cet âge la parité déclarée fluctue en dents de scie.

On remarque, par ailleurs (cf. tableau 26), que l'écart entre le nombre moyen d'enfants nés vivants chez les femmes de 35-39 ans et celles de 40-44 ans semble trop grand, car passé un certain âge plus la femme vieillit moins la probabilité d'agrandissement de sa descendance est grande. On peut ici avancer trois hypothèses. Premièrement, certaines femmes à forte parité âgées en réalité 35-39 ans ont pu être enregistrées à 40-44 ans lors de l'enquête, expliquant ainsi l'écart observé entre les deux groupes. Deuxièmement, il a pu y avoir des omissions ou de mauvaises déclarations de l'âge des femmes (rajeunissement plus probablement) à faible parité du groupe 40-49 ans. Ces deux hypothèses ne sont pas exclusives. La troisième hypothèse est celle d'une baisse de la fécondité qui aurait commencé à se dessiner à partir de la génération 35-39 ans.

La parité de la génération 45-49 ans semble relativement faible : 5,88 enfants en moyenne par femme. La

répartition par année d'âge (cf. graphique 12 déjà cité) est très accidentée. On note l'existence d'une tendance à regrouper les femmes à plus forte parité à 49 ans. Sachant que les femmes appartenant à ce groupe d'âge ont été sous-estimées et qu'elles ont davantage de chances d'omettre des enfants (vivants ou décédés), il est très difficile d'apporter une explication valable à partir de la simple observation des parités à ces âges.

En ramenant les données de l'enquête à la date du recensement (tableau 26 et graphique 12), on observe qu'il y a effectivement une légère baisse de la fécondité (qui peut n'être qu'un retard du calendrier des naissances) chez les femmes âgées de moins de 40 ans. Les parités à 15-19 et 20-24 ans sont cependant assez faibles d'après les deux sources. Il est très difficile, dès lors, de conclure que la fécondité observée à la date de l'enquête pour ces deux groupes d'âge ait été sous-estimée.

5.3 FÉCONDITÉ PAR ÂGE

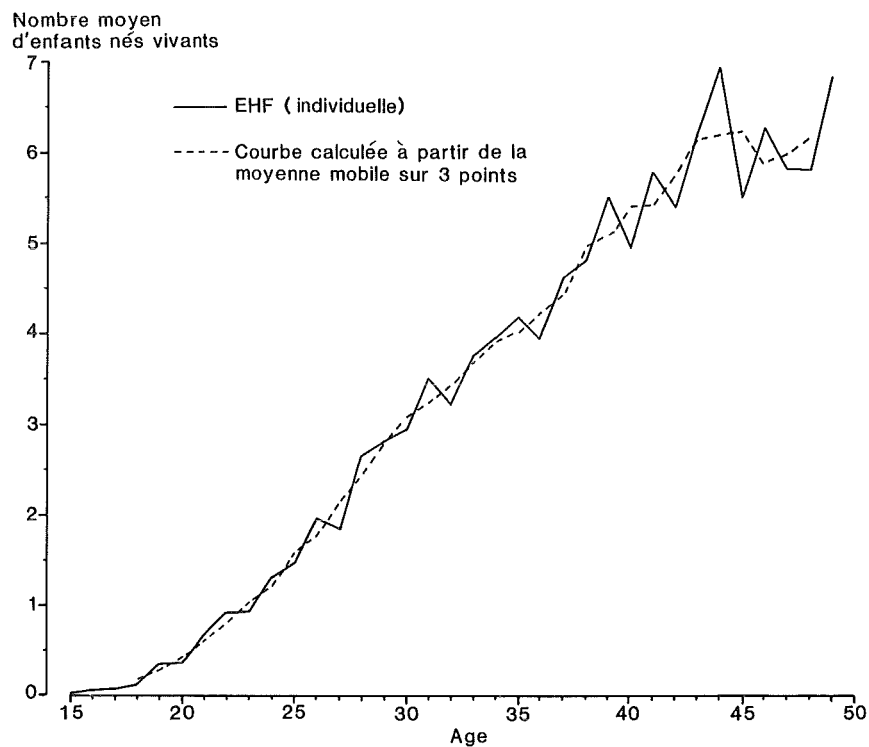
Le tableau 27 donne des taux spécifiques annuels de fécondité par groupe d'âge. On constate que, comme l'âge de la femme, la date de naissance de l'enfant est l'objet de biais systématiques de déclaration, les années se terminant par 0 ou 7 ayant des taux plus élevés que les années adjacentes. L'enquête s'étant déroulée en 1977, les femmes ont eu tendance à déclarer que leurs enfants étaient nés il y a 10 ou 20 ans ou qu'ils étaient nés en 1960 ou 1970.

Le graphique 13, qui donne les taux du tableau 27 lissés par une moyenne mobile calculée sur 3 années, montre qu'à partir de 1960 les taux ont une tendance à la baisse à tous les âges.

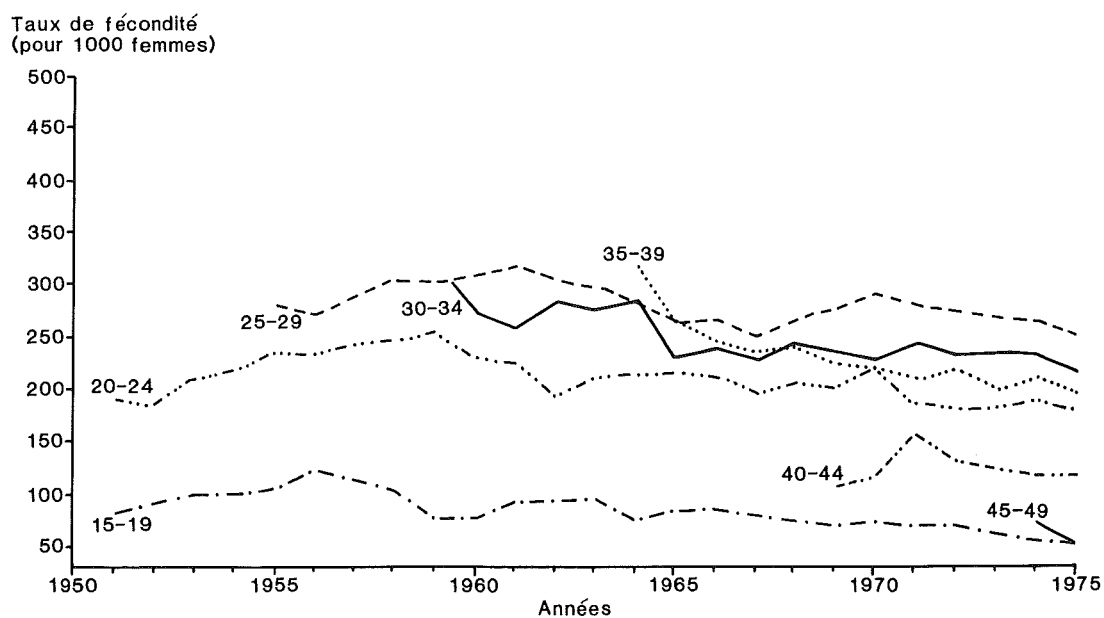
Le tableau 28, qui donne ces taux par âge et par périodes de cinq ans, et le graphique 14 correspondant, confirment cette hypothèse, chaque période à partir de 1960 ayant à tous âges des taux inférieurs à la précédente. Pour toutes les périodes le taux maximum se situe entre 25 et 30 ans. On notera la valeur trop élevée du taux relatif aux 35-40 ans pour la période 65-69 correspondant en gros aux femmes

Tableau 26 Nombre moyen d'enfants nés vivants par femme selon l'âge à l'enquête EHF de 1977 et l'âge au recensement de 1971

Groupe d'âge	Enquête 1977	Recensement 1971
15-19	0,11	0,14
20-24	0,77	0,97
25-29	2,01	2,20
30-34	3,37	3,54
35-39	4,52	4,99
40-44	5,55	5,48
45-49	5,88	—



Graphique 12 Nombre moyen d'enfants nés vivants selon l'âge de la femme ; Haïti—EHF 1977



Graphique 13 Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et année de calendrier (moyenne mobile sur 3 ans) ; Haïti—EHF 1977

Source : Tableau 27

Tableau 27 Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par année de calendrier

Année cumulée	Groupe d'âge							Taux global de fécondité
	15 – 19	20 – 24	25 – 29	30 – 34	35 – 39	40 – 44	45 – 49	
1950	71,8	180,5						
1951	73,5	173,0						
1952	98,7	212,0						
1953	100,7	169,3						
1954	95,7	247,2						
1955	100,4	232,5	189,7					
1956	115,0	218,5	261,1					
1957	149,9	248,8	329,8					
1958	68,9	257,3	271,7					
1959	89,2	229,5	304,1					
1960	70,6	273,2	325,1	245,3				6,89 ^a
1961	68,6	181,2	290,0	273,2				6,38 ^a
1962	132,9	215,2	333,7	248,4				6,97 ^a
1963	73,9	175,1	282,5	324,8				6,60 ^a
1964	74,9	238,3	270,7	249,1				6,48 ^a
1965	78,1	221,8	283,0	274,1	226,8			6,53 ^a
1966	93,4	181,2	233,2	160,9	255,0			5,73 ^a
1967	79,8	229,5	273,1	278,4	252,7			6,68 ^a
1968	60,2	172,8	238,2	233,9	190,9			5,59 ^a
1969	80,0	207,9	280,7	211,3	272,7			6,37 ^a
1970	63,7	219,6	303,9	256,7	204,1	194,4		6,52 ^a
1971	72,0	226,7	281,3	211,1	180,8	127,5		5,80 ^a
1972	71,8	175,1	245,6	252,3	175,7	143,5		5,63 ^a
1973	62,3	244,2	292,9	229,6	185,3	122,0		5,99 ^a
1974	48,7	171,8	256,2	216,3	183,2	104,0		5,21 ^a
1975	46,4	209,1	241,1	244,9	195,8	117,2	74,0	5,64
1976	62,2	205,9	246,7	179,8	154,4	123,2	48,6	5,10

^a Pour les années incomplètes, les taux de fécondité cumulée ont été obtenus en remplaçant les taux manquant par la moyenne des taux spécifiques des deux années précédentes (considérées comme constantes dans le temps).

Tableau 28 Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par périodes 1950 – 1976

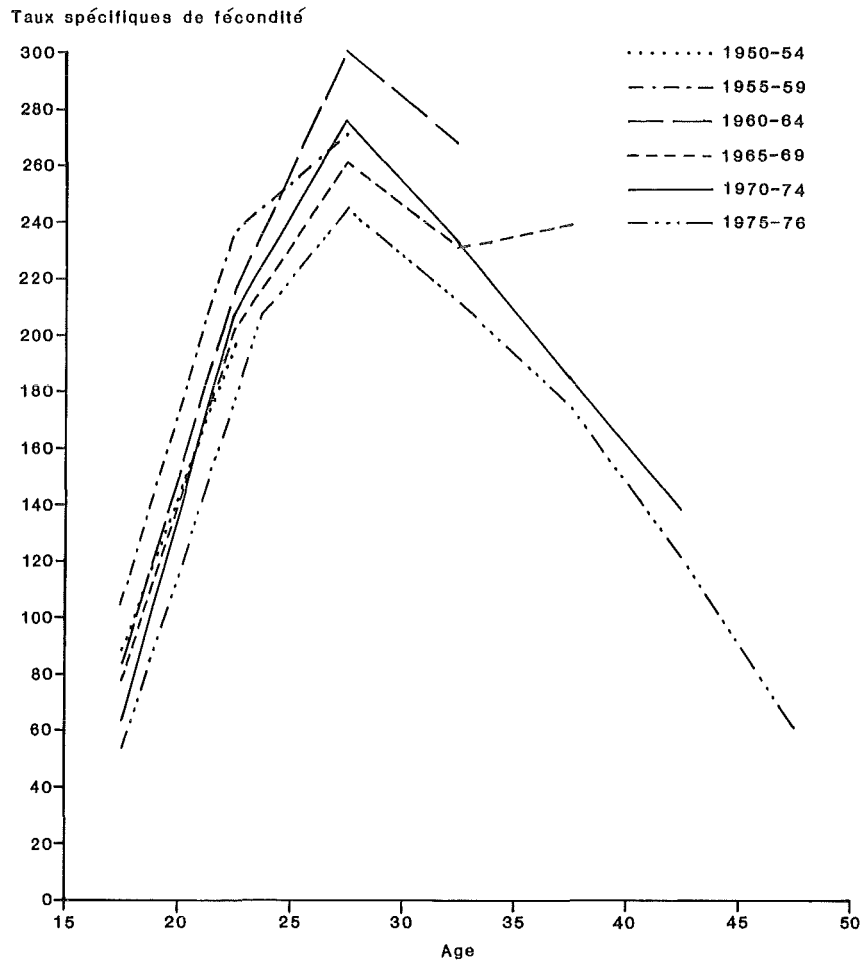
Année	Groupe d'âge							Taux global de fécondité
	15 – 19	20 – 24	25 – 29	30 – 34	35 – 39	40 – 44	45 – 49	
1950 – 1954	88,1	196,4						6,32 ^a
1955 – 1959	104,7	237,3	271,3					6,60 ^a
1960 – 1964	84,2	216,6	300,4	268,2				6,54 ^a
1965 – 1969	78,3	202,6	261,6	231,7	239,6			6,07 ^a
1970 – 1974	63,7	207,5	276,0	233,2	185,8	138,3		5,83 ^a
1975 – 1976	54,3	207,5	243,9	212,4	175,1	120,2	61,3	5,37

^a Les taux de fécondité pour les périodes incomplètes ont été estimés comme étant égaux à ceux de la période précédente pour chaque groupe d'âge.

âgées de 43 ans et plus au moment de l'enquête ; il se peut que ces femmes aient été effectivement plus fécondes à tous les âges que les générations qui suivent, ce qui confirmerait une baisse de la fécondité. Mais, par ailleurs, ces femmes ont pu rapprocher les dates de naissance de leurs enfants de celle de l'enquête. On remarque souvent cette tendance à rapprocher les événements de la date d'une enquête, surtout si la période de référence est lointaine. C'est ce qu'on

a vu par exemple dans le cas de la nuptialité pour les générations âgées. Il faut toutefois ici rappeler que les questions étaient posées à partir de la naissance la plus récente ce qui a probablement eu pour effet de réduire ce genre de déplacement de date.

Le tableau 27 déjà cité montre qu'effectivement les années se terminant par 7, 5 et 0 sont attractives. La descendance finale estimée est toujours supérieure pour ces



Graphique 14 Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge et par période

Source : Tableau 28

millésimes. Malgré les résultats assez élevés en 1973 et en 1975, la descendance finale de l'ensemble des générations semble réellement avoir baissé depuis 1970. Ceci confirme une baisse de la fécondité dans la décennie précédant l'enquête. Cependant l'hypothèse d'une sous-estimation des naissances dans les jeunes générations n'est pas à négliger, quoique moins probable.

Toujours dans la même optique, on se rappelle que les nombres moyens de naissances vivantes pour les femmes âgées de 40-44 ans et 45-49 ans au moment de l'enquête étaient respectivement de 5,9 et 5,5 enfants. Ces chiffres sont supérieurs à la descendance finale de 5,1 enfants obtenue pour toutes les générations en 1976. Ceci renforce encore l'hypothèse d'une baisse de la fécondité. Il est bien entendu que la somme des taux de fécondité d'une année donnée n'est pas strictement comparable à la descendance finale calculée à l'intérieur des générations. Toutefois, la variation de cet indice du moment (synthétique) permet de faire l'hypothèse d'un changement de l'intensité et/ou de calendrier du phénomène.

Les taux de fécondité par âge donnés selon la nature du lieu de résidence dans le tableau 29 montrent que, sauf

Tableau 29 Taux spécifiques de fécondité par groupe d'âge en 1976 selon la nature du lieu de résidence

Age	Urbain	Rural	Total
15-19	59,0	64,5	62,2
20-24	146,9	246,0	205,9
25-29	186,7	274,4	246,7
30-34	132,1	203,6	179,8
35-39	114,5	172,5	154,4
40-44	58,8	146,8	123,2
45-49	121,1	36,1	48,6
Fécondité totale	4,1	5,7	5,1

quelques incohérences à 40-44 ans et 45-49 ans, la fécondité est plus faible en milieu urbain.

Il est important de noter que l'on observe la même tendance dans les deux types de zones.

Les valeurs aberrantes observées pour les générations 40-44 et 45-49 ans du milieu urbain sont liées à la faiblesse des effectifs observés.

5.4 FÉCONDITÉ PAR COHORTE ET PÉRIODE

Ensemble du pays

Etant donné la nature des erreurs liées à une enquête rétrospective il est intéressant de pousser l'analyse de la fécondité un peu plus avant en s'intéressant notamment aux taux par cohortes et par périodes.

Ces taux donnés dans la partie A du tableau 30 et présentés sur le schéma de Lexis du graphique 15 sont obtenus de la façon suivante : chaque cohorte est définie comme le groupe d'âge quinquennal auquel appartenait la femme au moment de l'enquête, chaque période comme un intervalle de cinq ans compté à partir de la date de l'enquête. Par

exemple, la cohorte qui a 20-24 ans au moment de l'enquête a un taux de fécondité de 130 pour mille à l'âge central de 20 ans (ou entre 15 et 24 ans révolus) et 0 et 4 ans (révolus) avant l'enquête. Cette même cohorte a un taux de fécondité de 23 pour mille à l'âge central de 15 ans, soit 5 à 9 ans (révolus) avant l'enquête. On remarquera qu'à un même âge central, à différentes périodes, les taux de fécondité inscrits dans les losanges sont strictement comparables.

En sommant les "losanges" le long d'une diagonale donnée on obtient²⁷ le nombre d'enfants déjà nés à la fin d'une période considérée pour la cohorte correspondant à cette diagonale : taux (P) de la partie D du tableau 30 ; en sommant les taux verticalement on obtient la fécondité cumulée d'une cohorte fictive soumise aux taux par âge de la période considérée : taux (F) de la partie C du tableau 30.

La comparaison de ces deux types de taux cumulés est

²⁷ Après multiplication par 5.

Tableau 30 Taux de fécondité par cohorte et par période—EHF 1977

Groupe d'âge	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux par cohorte et par période								
15-19	0,020							763
20-24	0,130	0,023						690
25-29	0,229	0,139	0,033					527
30-34	0,257	0,240	0,141	0,034				376
35-39	0,211	0,255	0,247	0,146	0,042			341
40-44	0,136	0,208	0,275	0,281	0,178	0,030		260
45-49	0,084	0,182	0,255	0,285	0,239	0,116	0,018	256
B Fécondité cumulée par cohortes (P)								
15-19	0,108							
20-24	0,766	0,116						
25-29	2,009	0,865	0,169					
30-34	3,367	2,081	0,883	0,176				
35-39	4,515	3,458	2,182	0,947	0,217			
40-44	5,555	4,873	3,832	2,457	1,050	0,158		
45-49	5,885	5,466	4,558	3,290	1,865	0,671	0,090	
C Fécondité cumulée par période (F)								
20-24	0,758	0,120						
25-29	1,901	0,817	0,168					
30-34	3,187	2,015	0,875	0,172				
35-39	4,244	3,291	2,110	0,902	0,217			
40-44	4,926	4,331	3,486	2,308	1,109	0,156		
45-49	5,345	5,239	4,754	3,733	2,303	0,737	0,098	
D Rapport P/F								
20-24	1,011	0,962						
25-29	1,057	1,059	1,007					
30-34	1,057	1,033	1,009	1,020				
35-39	1,064	1,051	1,034	1,050	1,003			
40-44	1,128	1,125	1,099	1,064	0,947	1,012		
45-49	1,101	1,043	0,959	0,881	0,810	0,910	0,921	

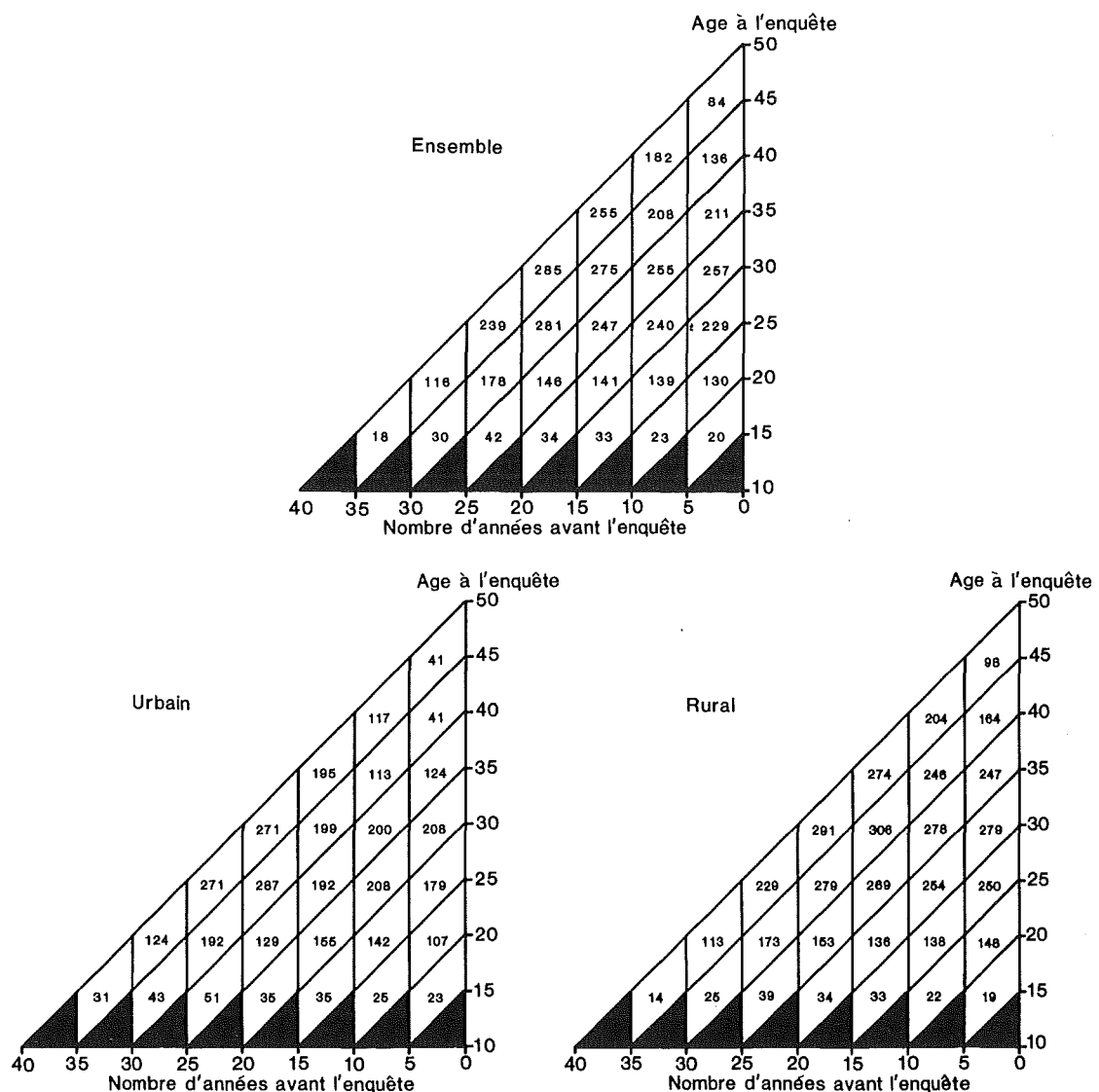
intéressante. En l'absence d'évolution de la fécondité la parité moyenne atteinte à une période donnée par une cohorte considérée (taux [P]) et la parité moyenne atteinte à une période donnée par une cohorte fictive soumise aux taux de la période (taux [F] cumulés) sont égales.

Dans la partie D du tableau 30 on a calculé leur rapport ; un rapport différent de 1 peut signifier deux choses : une évolution de la fécondité (un rapport supérieur à 1 signifiera une baisse) ou bien une imperfection dans les données.

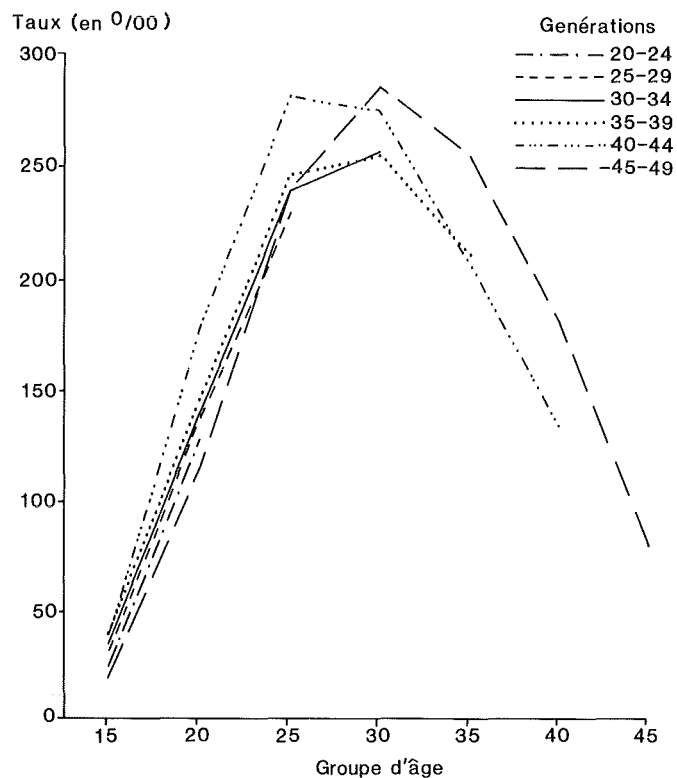
Le graphique 15 montre que les femmes de 45 – 49 ans ont des taux de fécondité inférieurs à ceux des femmes de 40 – 44 ans quelle que soit la période. Ces femmes ont dû, soit systématiquement rapprocher leurs naissances de la date de l'enquête, soit omettre des naissances au cours des dix premières années de leur vie féconde (soit les périodes 25 – 29 et 30 – 34 ans avant l'enquête). C'est ce que montre

clairement la courbe des taux de fécondité par âge pour cette génération (graphique 16). Avant 25 ans, les taux par âge sont toujours moins élevés par rapport aux autres générations alors qu'il n'y a aucune évidence d'une hausse de la fécondité ni d'un rajeunissement de l'âge à la maternité à partir de cette génération. D'ailleurs les rapports P/F (voir tableau 30) calculés pour cette génération sont toujours inférieurs à l'unité jusqu'à la période 10 – 14 ans avant l'enquête, signe d'omissions ou de télescopage des naissances aux durées les moins éloignées. Il faut rappeler ici d'une part l'hypothèse d'omissions de femmes en union dans cette génération et d'autre part que, déjà, le nombre moyen de naissances vivantes avait attiré l'attention car il semblait trop faible.

Au contraire, les femmes âgées de 40 – 44 ans au moment de l'enquête semblent avoir avancé le calendrier de leurs naissances. Jusqu'à 30 ans, leur taux de fécondité est plus



Graphique 15 Taux de fécondité par cohorte et par période selon la nature du lieu de résidence ; Haïti — EHF 1977



Graphique 16 Taux de fécondité par groupe d'âge et par génération ; Haïti—EHF 1977

Source : Tableau 30

élevé que les autres générations, alors que la parité à 40–44 ans ne semble pas démesurément élevée.

En fait, si l'on compare la courbe des taux de fécondité des 40–44 ans à celle des 35–39 ans, on remarque que les écarts sont presque toujours anormalement élevés jusqu'à 30 ans, ce qui signifierait une baisse rapide de la fécondité à partir de la génération 35–39 ans. Sans mettre en doute une chute réelle de la fécondité, il semble qu'il y ait aussi un déplacement à double sens des femmes. Les femmes non fécondes ou moins fécondes âgées réellement de 40–44 ans ont dû être déplacées dans la génération 35–39 ans, ce qui expliquerait les faibles niveaux de la courbe des taux de fécondité pour cette cohorte. Le phénomène contraire a pu se produire, mais dans une moindre proportion car l'effet aurait été une hausse des taux de fécondité accompagnée d'un retard du calendrier.

A partir des quatre dernières cohortes, le retard du calendrier de la maternité se dessine lentement, les taux à chaque âge étant légèrement plus faible d'une génération à l'autre. Comme nous l'avons vu, ce retard ne peut qu'entraîner une baisse de la fécondité dans le temps.

L'augmentation des rapports P/F avec l'âge pour les deux premières périodes précédant l'enquête (0–4 ans et 5–9 ans) est un signe évident de cette baisse de la fécondité. Les rapports à 40–44 ans pour presque toutes les périodes montrent bien l'inconsistance (surestimation des taux, etc.) des données sur la fécondité de cette cohorte. A part une faible omission des naissances à 15–19 ans pour la génération 20–24 ans, l'examen des rapports des taux

cumulés fait surtout ressortir une sous-déclaration des naissances pour les périodes antérieures à 10 ans avant l'enquête chez les femmes les plus âgées (45–49 ans).

En résumé, la comparaison des taux de fécondité cumulés par période et par cohorte montre un télescopage des naissances des femmes de 45–49 ans accompagné sans doute d'omissions, un déplacement des femmes peu ou pas fécondes de 40–44 ans à 35–39 ans et une nette tendance à la baisse de la fécondité en Haïti pendant les 10 années précédant l'enquête. Cette tendance qui tient d'un retard du calendrier des naissances des jeunes générations est à mettre en relation avec l'augmentation de l'âge moyen à la première union.

Nature du lieu de résidence

L'analyse de la fécondité des cohortes par période selon la nature du lieu de résidence peut renseigner tant sur la baisse de la fécondité que sur l'origine des erreurs détectées.

La comparaison des tableaux 31 et 32 fait ressortir une fécondité cumulée par période plus basse en milieu urbain qu'en milieu rural. Mais si la baisse est évidente en milieu urbain, elle l'est beaucoup moins en milieu rural. Sauf pour les générations âgées de 35–39 et 40–44 ans à la date de l'enquête, les rapports P/F de la période 0–4 ans avant l'enquête sont presque toujours égaux à 1 en milieu rural (voir tableau 32). Ceci signifie que la baisse en milieu rural, si elle existe, est presque imperceptible.

En milieu urbain, l'hypothèse d'un déplacement des

Tableau 31 Taux de fécondité par cohorte et par période : urbain

Groupe d'âge	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux par cohorte et par période								
15-19	0,023							304
20-24	0,107	0,025						302
25-29	0,179	0,142	0,035					159
30-34	0,208	0,208	0,155	0,035				115
35-39	0,124	0,200	0,192	0,129	0,051			99
40-44	0,067	0,113	0,199	0,287	0,192	0,043		75
45-49	0,041	0,117	0,195	0,271	0,271	0,124	0,031	64
B Fécondité cumulée par cohortes (P)								
15-19	0,125							
20-24	0,661	0,126						
25-29	1,780	0,884	0,176					
30-34	3,043	2,004	0,965	0,191				
35-39	3,487	2,868	1,868	0,909	0,264			
40-44	4,517	4,181	3,617	2,624	1,188	0,228		
45-49	5,252	5,047	4,465	3,488	2,134	0,780	0,157	
C Fécondité cumulée par période (F)								
15-19	0,125							
20-24	0,660	0,134						
25-29	1,556	0,842	0,178					
30-34	2,595	1,881	0,952	0,174				
35-39	3,215	2,881	1,911	0,819	0,271			
40-44	3,550	3,444	2,904	2,255	1,231	0,225		
45-49	3,755	4,027	3,881	3,609	2,585	0,847	0,171	
D Rapport P/F								
20-24	1,001	0,939						
25-29	1,144	1,050	0,991					
30-34	1,173	1,066	1,014	1,100				
35-39	1,085	0,996	0,977	1,110	0,973			
40-44	1,272	1,214	1,246	1,164	0,965	1,015		
45-49	1,399	1,253	1,150	0,966	0,825	0,920	0,921	

femmes moins fécondes de 40-44 ans vers le groupe 35-39 ans semble particulièrement vérifiée : la cohorte 35-39 ans est à tout âge moins féconde que celle des 30-34 ans et même que celle des 25-29 ans à 20 ans. On peut se demander si ces déplacements n'ont pas lieu entre trois cohortes, soit les 40-44 ans, les 35-39 ans et les 30-34 ans. D'ailleurs les rapports des taux cumulés sont particulièrement élevés pour cette dernière génération, ce qui non seulement renforcerait l'idée d'une baisse de la fécondité, mais aussi indiquerait un déplacement des femmes de cette génération.

Sachant que les femmes adultes sont mieux représentées en milieu urbain à cause d'une plus grande émigration des hommes accompagnée d'une migration plus importante des femmes vers les villes, on pourrait avancer l'hypothèse d'une migration sélective vers les villes, de la même façon que pour l'émigration : ceci pourrait par exemple expliquer le cas du groupe d'âge 35-39 ans : la migration vers la ville aurait été davantage le fait de femmes à parité plus basse.

Il n'est pas à exclure que les femmes migrantes (migration de travail ou d'étude) vers les villes aient une plus forte tendance à reculer leur première naissance vers un âge plus tardif que les femmes demeurées en milieu rural. Les taux pour les femmes de 35-39 ans semblent être largement influencés par un déplacement de femmes d'autres générations à parité plus faible, d'où les taux de fécondité plus bas à tous les âges pour cette cohorte.

Niveau d'éducation

Les tableaux 33 et 34 font ressortir la grande différence entre les femmes qui savent lire et écrire et les autres. Les taux de fécondité cumulée par période sont aussi beaucoup plus bas pour les premières pendant les périodes 0-4 ans et 5-9 ans avant l'enquête. Les différences s'atténuent pour les périodes très reculées.

Le même problème observé en milieu urbain pour les cohortes 35-39 et 30-34 ans existe pour les femmes analpha-

Tableau 32 Taux de fécondité par cohorte et par période : rural

Groupe d'âge	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux par cohorte et par période								
15-19	0,019							459
20-24	0,148	0,022						388
25-29	0,250	0,138	0,033					368
30-34	0,279	0,254	0,136	0,034				261
35-39	0,247	0,278	0,269	0,153	0,039			242
40-44	0,164	0,246	0,306	0,279	0,173	0,025		185
45-49	0,098	0,204	0,274	0,291	0,229	0,113	0,014	192
B Fécondité cumulée par cohortes (P)								
15-19	0,096							
20-24	0,848	0,108						
25-29	2,107	0,857	0,166					
30-34	3,510	2,115	0,847	0,169				
35-39	4,934	3,698	2,310	0,963	0,198			
40-44	5,973	5,151	3,919	2,389	0,995	0,130		
45-49	6,094	5,604	4,589	3,224	1,776	0,635	0,068	
C Fécondité cumulée par période (F)								
15-19	0,096							
20-24	0,836	0,110						
25-29	2,086	0,802	0,163					
30-34	3,481	2,070	0,841	0,171				
35-39	4,716	3,458	2,189	0,936	0,194			
40-44	5,538	4,691	3,718	2,330	1,059	0,128		
45-49	6,028	5,706	5,083	3,778	2,200	0,696	0,073	
D Rapport P/F								
15-19	1,000							
20-24	1,015	0,980						
25-29	1,010	1,069	1,017					
30-34	1,008	1,022	1,006	0,984				
35-39	1,046	1,069	1,055	1,029	1,021			
40-44	1,079	1,098	1,054	1,025	0,939	1,010		
45-49	1,011	0,982	0,903	0,853	0,807	0,913	0,926	

bêtes : à âge égal, la fécondité est plus élevée chez les 30-34 ans. A la durée 10-14 ans, on observe même une omission des naissances chez les femmes de 30-34 ans. Il semble qu'elles aient déclaré trop de naissances à la durée 15-19 ($P/F = 1,18$) et trop peu à la durée 10-14 ($P/F = 0,92$).

En réalité, il est très difficile de spéculer sur ces générations selon le niveau d'éducation, le nombre de cas dans les cohortes âgées étant trop peu important. En fait la majorité des femmes qui savent lire et écrire se trouvent dans les jeunes cohortes et les taux pour ces cohortes ne montrent pas trop d'incohérence. La génération des 20-24 ans attire l'attention car elle semble avoir omis des naissances. En effet, les rapports P/F pour les femmes qui savent lire et écrire de cette cohorte sont inférieurs à 1, ce qui pourrait signifier que la fécondité n'a pas baissé chez ces femmes alors que la somme des taux par âge confirme une baisse de la fécondité.

En résumé, on voit que la fécondité est restée constante chez les femmes analphabètes, alors qu'il semble y avoir

des incohérences entre les différentes cohortes chez les femmes qui savent lire et écrire, probablement à cause de leur faible représentation.

Cohorte d'union et cohorte de maternité

Au lieu de classer les femmes par cohorte de naissance, il est possible de les classer par cohorte d'union ou cohorte de maternité, c'est-à-dire les femmes qui sont entrées en union pour la première fois ou ont eu leur première naissance au cours de la même période. Cette sorte d'analyse permet de séparer les effets que peuvent avoir sur la fécondité une réduction de l'âge à la première union ou de l'âge à la première maternité, par rapport aux effets d'une baisse de la fécondité.

Les taux spécifiques de fécondité par cohorte d'union (première partie du tableau 35) accusent une baisse sensible entre les périodes 10-14 et 0-4 ans avant l'enquête,

Tableau 33 Taux de fécondité par cohorte et par période pour les femmes ne sachant ni lire ni écrire—EHF 1977

Groupe d'âge	Période précédant l'enquête						Nombre de femmes	
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29		30-34
A Taux par cohorte et par période								
15-19	0,027						392	
20-24	0,153	0,030					409	
25-29	0,249	0,148	0,030				374	
30-34	0,265	0,253	0,146	0,038			278	
35-39	0,229	0,265	0,259	0,152	0,041		278	
40-44	0,146	0,212	0,277	0,270	0,181	0,032	221	
45-49	0,091	0,188	0,260	0,290	0,234	0,111	0,018	217
B Fécondité cumulée par cohortes (P)								
15-19	0,143							
20-24	0,919	0,153						
25-29	2,139	0,896	0,155					
30-34	3,507	2,183	0,921	0,191				
35-39	4,743	3,597	2,270	0,973	0,212			
40-44	5,593	4,864	3,803	2,419	1,068	0,163		
45-49	5,963	5,507	4,567	3,265	1,816	0,647	0,092	
C Fécondité cumulée par période (F)								
15-19	0,135							
20-24	0,902	0,159						
25-29	2,145	0,900	0,153					
30-34	3,468	2,163	0,884	0,193				
35-39	4,614	3,490	2,180	0,954	0,205			
40-44	5,343	4,551	3,565	2,305	1,110	0,166		
45-49	5,799	5,491	4,867	3,754	2,278	0,721	0,097	
D Rapport P/F								
15-19	1,057							
20-24	1,020	0,960						
25-29	0,997	0,995	1,009					
30-34	1,011	1,010	1,042	0,986				
35-39	1,028	1,031	1,041	1,020	1,035			
40-44	1,047	1,069	1,067	1,049	0,962	0,984		
45-49	1,028	1,003	0,938	0,870	0,797	0,898	0,953	

tombant par exemple de 0,311 pour la durée d'union 0-4 ans et la période 10-14 ans avant l'enquête jusqu'à 0,284 pour la même durée d'union 0-4 ans avant l'enquête tandis que pour la durée d'union 5-9 ans la chute est de 0,332 à 0,300 pour les mêmes périodes. Cette même tendance se retrouve à toutes les durées d'union, ce qui laisse penser à une baisse de la fécondité pour les 10 dernières années. Une autre raison de penser à un déclin de la fécondité est que les rapports P/F pour cette même période sont supérieurs à 1,000 et beaucoup plus élevés que pour les périodes précédentes.

L'étude de la fécondité par cohorte de maternité (tableau 36) permet de tirer sensiblement les mêmes conclusions. Ici aussi, les taux spécifiques de fécondité ont baissé pendant les deux périodes les plus récentes, excepté pour la durée de maternité 10-14 ans où les taux sont restés stables et la durée 5-9 ans où la baisse n'est visible que pendant les cinq dernières années. Les taux ont baissé de façon

beaucoup plus importante pour les durées plus élevées de maternité (au-dessus de 15 ans) et pour la durée 0-4 ans, ce qui pourrait indiquer que les femmes ont eu de plus en plus tendance à concentrer leurs naissances au milieu de leur période reproductive (durée de maternité de 5-14 ans) et à donner naissance à leur dernier enfant plus tôt. L'effet cumulatif d'une réduction de la période reproductive sera de baisser la fécondité totale.

5.5 INTERVALLE INTERGÉNÉSIQUE PAR COHORTE ET PAR PÉRIODE

L'analyse des naissances selon l'intervalle intergénésique peut aider à évaluer l'importance des erreurs commises sur les dates de naissance (déplacement ou télescopage). Le graphique 17, correspondant au tableau 37 ci-dessous, montre que, mise à part pour la cohorte 40-44 ans, les intervalles

Tableau 34 Taux de fécondité par cohorte et par période pour les femmes sachant lire et écrire— EHF 1977

Groupe d'âge	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux par cohorte et par période								
15-19	0,014							368
20-24	0,096	0,012						281
25-29	0,180	0,117	0,041					152
30-34	0,236	0,203	0,129	0,022				98
35-39	0,133	0,210	0,192	0,118	0,048			62
40-44	0,083	0,184	0,265	0,345	0,164	0,021		38
45-49	0,043	0,149	0,221	0,264	0,275	0,144	0,016	37
B Fécondité cumulée par cohortes (P)								
15-19	0,071							
20-24	0,543	0,062						
25-29	1,688	0,789	0,204					
30-34	2,969	1,791	0,776	0,133				
35-39	3,504	2,840	1,772	0,832	0,240			
40-44	5,338	4,922	4,000	2,675	0,948	0,130		
45-49	5,560	5,347	4,600	3,493	2,173	0,800	0,080	
C Fécondité cumulée par période (F)								
15-19	0,068							
20-24	0,548	0,065						
25-29	1,446	0,651	0,204					
30-34	2,625	1,666	0,847	0,112				
35-39	3,289	2,714	1,807	0,704	0,260			
40-44	3,704	3,636	3,131	2,432	1,079	0,104		
45-49	3,918	4,383	4,238	3,752	2,452	0,824	0,106	
D Rapport P/F								
15-19	1,040							
20-24	0,990	0,958						
25-29	1,167	1,214	1,000					
30-34	1,131	1,075	0,916	1,182				
35-39	1,065	1,046	0,992	1,181	0,922			
40-44	1,441	1,354	1,277	1,100	0,879	1,250		
45-49	1,419	1,220	1,085	0,931	0,886	0,921	0,755	

calculés à partir des dates de naissance des enfants de chaque femme ne sont pas démesurément grands : ceci pourrait signifier que les femmes ont déplacé en bloc toutes leurs naissances, connaissant donc assez bien l'intervalle d'âge entre chacun de leurs enfants. Ceci nous amène à penser qu'il y a eu des déplacements de femmes d'un groupe d'âge à un autre ou des omissions plutôt que de mauvaises déclarations sur les dates de naissances. La durée moyenne de l'intervalle entre chaque naissance a augmenté d'une période à l'autre régulièrement pour tous les groupes d'âge. Ce rallongement progressif de l'intervalle intergénéral est une indication supplémentaire d'une tendance à la baisse de la fécondité car il n'est pas accompagné d'un rallongement équivalent de la période de maternité.

La distribution des naissances selon l'année du calendrier où elles sont survenues est assez régulière malgré l'attraction des années se terminant par 0, 2, 7 et celle pour l'année 1973. Ceci vient confirmer que les déplacements de naissances

dans le temps ne sont sans doute pas la principale cause des erreurs observées jusqu'ici (voir graphique 18).

5.6 APPLICATION DU MODÈLE DE COALE À L'ÉTUDE DES PREMIÈRES NAISSANCES

L'application du modèle de Coale aux données sur l'âge à la première naissance donne des résultats assez intéressants. Le modèle ajusté permet d'obtenir une estimation de l'âge moyen à la première naissance, ainsi que de l'intensité finale du phénomène pour chaque cohorte étudiée. L'ajustement consiste en partie à compléter les informations pour les cohortes les plus jeunes. A partir de ces estimations on peut ainsi évaluer les écarts entre les données observées et celles calculées par le modèle. Le modèle ne s'applique pas à la première cohorte (15-19 ans) étant donné le petit nombre de femmes de cet âge qui ont déjà eu un enfant.

Tableau 35 Taux de fécondité selon la cohorte d'union (femmes entrées en première union durant la même période) et la durée d'union au moment de l'enquête— EHF 1977

Durée d'union	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux de fécondité								
0-4	0,284							476
5-9	0,300	0,288						532
10-14	0,260	0,314	0,311					353
15-19	0,208	0,271	0,332	0,304				310
20-24	0,149	0,215	0,281	0,329	0,339			280
25-29	0,097	0,189	0,270	0,339	0,344	0,322		178
30-34	0,034	0,109	0,211	0,229	0,333	0,282	0,309	48
B Fécondité cumulée des vraies cohortes (P)								
0-4	0,792							
5-9	2,188	0,690						
10-14	3,601	2,304	0,732					
15-19	4,784	3,745	2,389	0,730				
20-24	5,664	4,921	3,848	2,443	0,800			
25-29	6,890	6,406	5,459	4,107	2,411	0,690		
30-34	6,474	6,305	5,758	4,705	3,558	1,895	0,484	
C Fécondité cumulée de cohortes synthétiques (F)								
0-4	0,792							
5-9	2,290	0,690						
10-14	3,588	2,261	0,732					
15-19	4,627	3,617	2,391	0,730				
20-24	5,370	4,690	3,796	2,373	0,800			
25-29	5,854	5,637	5,149	4,069	2,521	0,690		
30-34	6,023	6,184	6,201	5,216	4,184	2,101	0,484	
D Rapport P/F								
0-4	1,000							
5-9	0,955	1,000						
10-14	1,004	1,019	1,000					
15-19	1,034	1,035	0,999	1,000				
20-24	1,055	1,049	1,014	1,029	1,000			
25-29	1,177	1,136	1,060	1,009	0,956	1,000		
30-34	1,075	1,020	0,929	0,902	0,850	0,902	1,000	

L'application du modèle pour l'ensemble des femmes en Haïti confirme en général ce qui a été observé auparavant. Quelle que soit l'intensité envisagée (voir tableau 38), l'évolution de l'âge moyen à la première naissance montre qu'il y a effectivement un retard du calendrier des naissances. Cet âge moyen passe de 21 ans pour la cohorte 40-44 ans, à 25 ans pour la cohorte 20-24 ans. L'âge moyen pour la cohorte 45-49 ans est beaucoup trop élevé, confirmant par là une omission des premières naissances des femmes de ces âges. Les valeurs trop élevées pour la génération des femmes âgées de 20-24 ans pourraient venir d'une omission des premières naissances dans cette génération ; il est plus probable qu'il s'agit d'un vieillissement des femmes de cette génération qui avaient déjà une descendance assez importante, étant donné que pour les générations comme celle-ci dont l'histoire est incomplète, le modèle utilise l'information relative aux cohortes plus âgées.

Les données réelles pour la génération 30-34 ans ne sont pas cohérentes avec celle du modèle entre les âges de 25 et 35 ans, ce qui semble confirmer des erreurs de déclaration pour cette génération comme nous l'avons vu précédemment, ces erreurs portant probablement sur l'âge des femmes.

5.7 DÉTECTION D'ERREURS OU OMISSIONS LORS DES DÉCLARATIONS D'ENFANTS NÉS VIVANTS

Les erreurs de déclaration de naissances vivantes peuvent être détectées par l'analyse des taux spécifiques de fécondité mais aussi d'autres méthodes plus simples qui permettent une évaluation supplémentaire de la qualité des données tirées de l'historique des grossesses.

Tableau 36 Taux de fécondité selon la cohorte de maternité (femmes ayant eu leur premier enfant durant la même période) et la durée écoulée depuis la première maternité au moment de l'enquête— EHF 1977

Durée	Période précédant l'enquête							Nombre de femmes
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34	
A Taux de fécondité								
0-4	0,219							519
5-9	0,293	0,234						408
10-14	0,251	0,310	0,245					332
15-19	0,187	0,249	0,308	0,240				264
20-24	0,137	0,213	0,301	0,348	0,265			243
25-29	0,074	0,165	0,228	0,294	0,319	0,187		124
30-34	0,020	0,098	0,195	0,171	0,302	0,254	0,228	21
B Fécondité cumulée des vraies cohortes (P)								
0-4	0,507							
5-9	1,994	0,529						
10-14	3,378	2,123	0,575					
15-19	4,313	3,379	2,133	0,593				
20-24	5,573	4,887	3,821	2,315	0,575			
25-29	5,722	5,351	4,524	3,383	1,911	0,319		
30-34	5,415	5,317	4,829	3,854	3,000	1,488	0,220	
C Fécondité cumulée de cohortes synthétiques (F)								
0-4	0,507							
5-9	1,972	0,529						
10-14	3,227	2,077	0,575					
15-19	4,160	3,323	2,115	0,593				
20-24	4,847	4,389	3,620	2,333	0,575			
25-29	5,218	5,216	4,761	3,805	2,168	0,319		
30-34	5,316	5,704	5,737	4,658	3,680	1,587	0,220	
D Rapport P/F								
0-4	1,000							
5-9	1,011	1,000						
10-14	1,047	1,022	1,000					
15-19	1,037	1,017	1,008	1,000				
20-24	1,150	1,113	1,055	0,992	1,000			
25-29	1,097	1,026	0,950	0,889	0,881	1,000		
30-34	1,019	0,932	0,842	0,827	0,815	0,938	1,000	

Tableau 37 Durée moyenne de l'intervalle (en mois) entre naissances selon le groupe d'âge de la mère et la période— EHF 1977

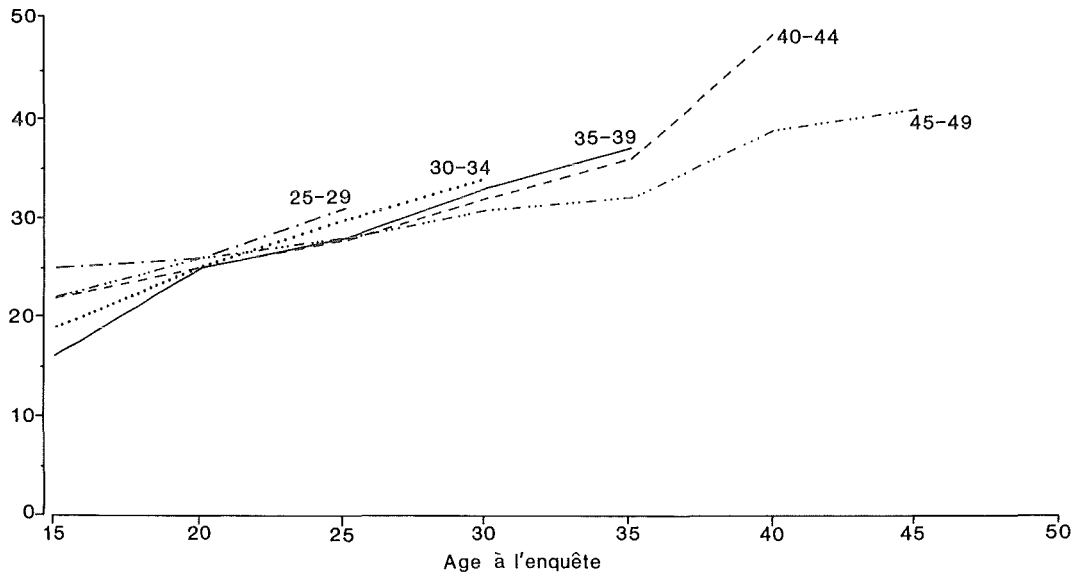
Groupe d'âge de la mère à l'enquête	Nombre d'années avant l'enquête					
	0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29
15-19	24,9					
20-24	26,4	22,4				
25-29	31,0	25,7	25,2			
30-34	34,5	30,3	25,5	18,9		
35-39	36,7	33,4	28,0	24,5	21,7	
40-44	44,0	35,8	31,8	27,7	25,5	15,8
45-49	40,6	39,4	32,1	31,4	27,7	25,7

Tableau 38 Estimation de l'âge moyen à la première naissance par l'application du modèle de Coale (modifié)— EHF 1977

Valeur de l'intensité finale (c)	Age au moment de l'enquête					
	20-24	25-29	30-34	35-39	40-44	45-49
c variable ^a	24,7 (1,009)	23,0 (0,979)	22,8 (1,009)	22,0 (0,936)	21,0 (0,942)	23,1 (0,953)
c fixé	(0,900	23,8	22,2	22,0	21,8	20,9
	0,950	24,2	22,7	22,2	22,1	21,0
	0,990	24,5	23,2	22,6	22,8	21,3

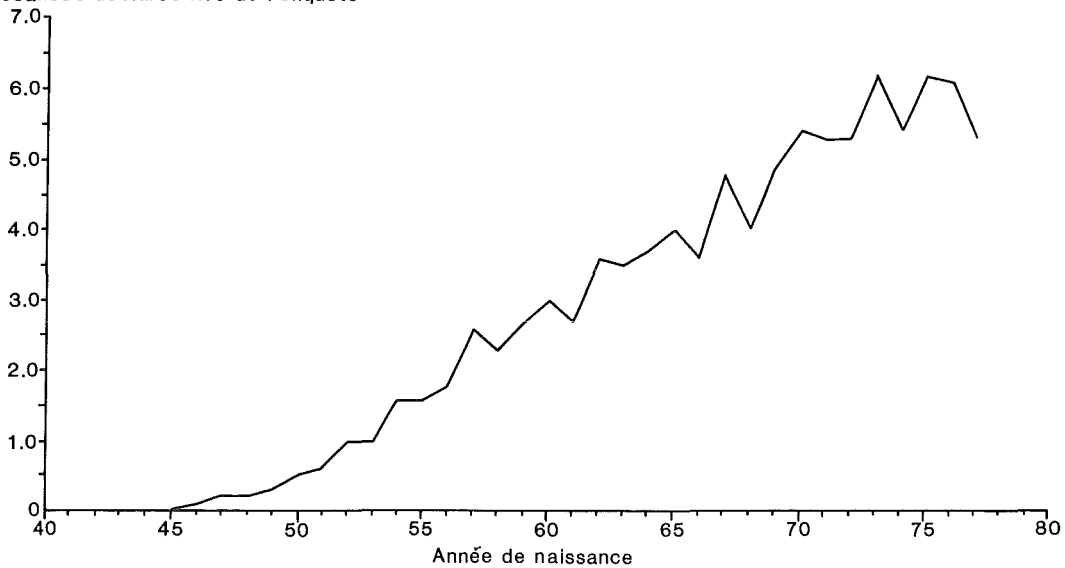
^a Les valeurs de c estimées par le modèle sont indiquées entre parenthèses.

Intervalles entre naissances (en mois)



Graphique 17 Intervalles entre naissances (en mois) par cohorte et par période ; Haïti—EHF 1977

% par rapport au total des naissances déclarés lors de l'enquête



Graphique 18 Répartition (en pour cent) des naissances selon l'année ; Haïti—EHF 1977

On sait, par exemple, que certains types d'événements ont plus souvent tendance à être omis. Il s'agit, en général, des enfants décédés peu de temps après la naissance, des naissances féminines dans certaines cultures ou encore des enfants ne vivant plus dans le ménage. A partir des rapports de masculinité à la naissance et des proportions d'enfants décédés, on pourra évaluer ces omissions.

Rapports de masculinité à la naissance

Le rapport de masculinité des naissances déclarées lors de l'EHF est de 1,04 (ce qui signifie que 104 naissances masculines ont été déclarées pour 100 naissances féminines). Cette valeur, proche de la moyenne de 105 garçons pour 100 filles généralement acceptée, est satisfaisante.

Tableau 39 Rapports de masculinité des naissances selon la période, la région de résidence, le niveau d'éducation de la mère et le rang de la naissance

Période : nombre d'années précédant l'enquête	Total	Région de résidence		Niveau d'éducation			Rang de naissance	
		Urbain	Rural	0 an	1-4	4 et +	1+2	3 et +
0-4	1,11	1,17	1,09	1,10	1,16	1,08	1,16	1,04
5-9	0,99	0,96	0,97	0,99	0,97	(1,08)	1,06	0,91
10-14	1,01	0,81	1,08	1,05	0,87	(0,86)	1,01	1,01
15-19	1,00	1,07	0,98	1,01	(0,82)	(1,22)	0,92	1,23
20-24	1,14	(1,24)	1,10	1,16	(1,32)	(0,84)	1,17	(0,95)
25-29	0,75	(0,78)	(0,81)	(0,82)	(0,82)	(0,71)	0,80	(1,00)
Total	1,04	1,05	1,03	1,05	1,01	1,01	1,05	1,01

NOTE : Les rapports de masculinité entre parenthèses sont calculés avec moins de 100 naissances féminines au dénominateur.

Source : EHF 1977, questionnaire individuel

L'étude de ces rapports selon l'âge de la mère au moment de l'enquête ne montre pas une tendance nette à l'omission systématique pour un sexe. Pour les femmes les plus vieilles, les naissances masculines sont sous-estimées (94 garçons pour 100 filles), pour la cohorte 25-29 ans ce sont les naissances féminines qui le sont avec un rapport de 1,15 garçon pour chaque fille.

Pour des périodes de cinq ans précédant l'enquête, les résultats sont légèrement plus marqués. On remarque une omission de filles dans la période juste avant l'enquête (0-4 ans)²⁸ et une omission de garçons pour la période précédente (5-9 ans). Les mêmes observations sont valables pour les périodes 20-24 et 25-29 ans (tableau 39). Une explication possible pourrait être la tendance des femmes à déplacer de façon différente selon le sexe leurs naissances dans le temps, rajeunissant plus souvent les garçons que les filles et produisant un surenregistrement de garçons pour la

période la plus proche de l'enquête suivi par un sous-enregistrement dans les périodes précédentes. L'analyse de la structure par âge de l'enquête ménage (cf. p.18 du présent rapport) avait aussi fait apparaître une sur-représentation des jeunes garçons.

Si l'on considère la région de résidence, on constate que le résultat global n'est pas meilleur en milieu urbain qu'en milieu rural. Pour les naissances issues de femmes sans instruction et pour les naissances de rang 1 et 2, les rapports de masculinité correspondent beaucoup plus au résultat attendu que pour les autres femmes, mais il faut ici tenir compte de l'erreur d'échantillonnage.

Proportion d'enfants décédés

La proportion d'enfants décédés pour l'ensemble des femmes est assez élevée, soit de l'ordre de 21 pour cent (voir tableau 40). On verra dans le chapitre suivant que ce résultat ne contredit pas les taux de mortalité infantile et juvénile trouvés pour la population haïtienne. Le rapport

²⁸ L'analyse de la structure par âge et sexe obtenue avec l'enquête ménage faisait aussi apparaître une surestimation des garçons âgés de 2 à 4 ans (cf. p.18).

Tableau 40 Proportions d'enfants décédés selon l'âge de la mère à l'enquête et le sexe ; rapport de masculinité des décès et des naissances

Age de la mère à l'enquête	Pourcentage d'enfants décédés			Rapport M/F des décès	Rapport M/F des naissances
	Total	Sexe masculin	Sexe féminin		
15-19	(22,0)	*	*	*	(1,16)
20-24	17,5	19,3	15,6	1,24	1,06
25-29	18,6	18,4	18,9	0,97	1,15
30-34	17,3	17,6	17,1	1,03	1,00
35-39	23,6	24,8	22,5	1,10	1,04
40-44	22,6	26,4	18,5	1,43	1,08
45-49	22,3	22,4	22,2	1,01	0,94
Total	20,9	22,0	19,8	1,11	1,04

NOTE : () Moins de 100 naissances.

* Moins de 50 naissances.

Source : EHF 1977 Questionnaire individuel

de 1,11 décès masculin pour 1 décès féminin semble être proche de la moyenne. Bien qu'il naisse plus de garçons que de filles, la mortalité masculine plus élevée a pour résultat de renverser les rapports de masculinité plus l'âge augmente dans une génération. En général, pour l'ensemble des femmes, les données ne semblent pas entachées d'erreur.

La proportion des enfants décédés augmente avec l'âge de la mère puisque plus une femme est âgée, plus sa descendance a été exposée au risque de mortalité. Les données présentées au tableau 40 traduisent cette tendance, notamment si l'on compare les proportions d'enfants décédés déclarés par les mères de moins de 35 ans à celles des mères

de plus de 35 ans. D'une cohorte à l'autre cependant, les proportions n'augmentent pas continuellement.

Etant donné l'ordre de grandeur de l'erreur d'échantillonnage, on peut penser que la valeur relativement plus 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.

Les erreurs de déclaration de l'âge liées à la fécondité apparente (vieillesse ou rajeunissement selon le nombre d'enfants encore vivants au moment de l'enquête) perturbent, probablement autant que les omissions, les données sur la mortalité des enfants.

6 Mortalité infantile et juvénile

L'enquête fécondité permet également d'étudier la mortalité infantile et juvénile à partir des réponses aux questions sur les décès concernant les naissances vivantes, on peut ainsi calculer des quotients de mortalité infantile (${}_1q_0$) et juvénile (${}_4q_1$ et ${}_5q_0$). Plus précis que les taux classiques ils peuvent néanmoins être entachés d'erreurs liées aux mauvaises déclarations, tant de l'âge de la mère que de l'année de naissance de l'enfant et de l'âge au décès, et peut-être même davantage à l'omission des enfants décédés avant un an ou avant cinq ans.

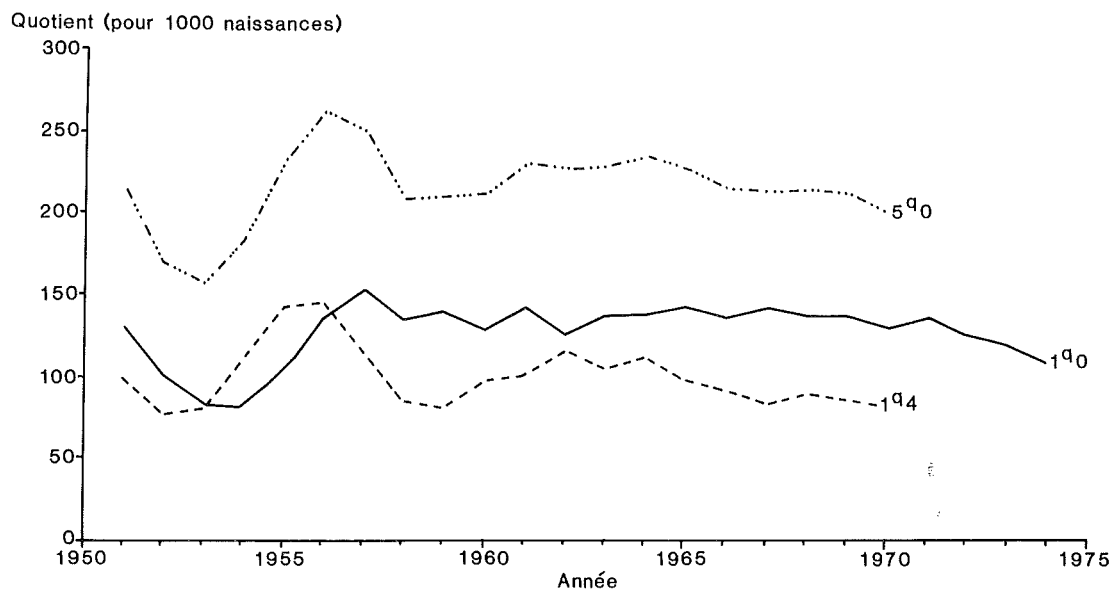
Le déplacement dans le temps de décès survenus avant un an et éventuellement des naissances correspondantes, biaise le quotient de mortalité infantile (${}_1q_0$). En général, on observe une tendance à déclarer à un an un décès survenu dans le ou les derniers mois de la première année de vie. Dans ce cas, le quotient à moins d'un an sera sous-estimé. Les quotients de mortalité pour les cinq premières années de vie ne seront pas autant affectés par ce type d'erreur car la mortalité baisse de façon substantielle après un an.

L'enquête étant rétrospective et limitée aux femmes âgées de moins de 50 ans, un problème de sélectivité existe : les quotients calculés pour les périodes les plus lointaines sont de moins en moins significatifs et comparables car les informations portent sur des effectifs de femmes de plus en plus petits, sur des événements survenus de plus en plus

loin dans le passé (on a vu déjà combien les cohortes les plus âgées ont tendance à omettre ou déplacer des événements anciens) et surtout concernant des femmes dont la répartition par âge au moment du décès de l'enfant est de plus en plus biaisée (en faveur des jeunes âges) par la limite d'éligibilité de l'enquête individuelle. Il faudra par conséquent observer une très grande prudence lors de l'interprétation des taux avant 1950 et même 1960.

Les quotients de mortalité infantile et juvénile par année du calendrier figurent au graphique 19. Pour lisser les résultats, sujets aux erreurs d'attraction et d'échantillonnage, on a calculé une moyenne mobile à trois points des chiffres du tableau 41. On remarque une légère baisse de la mortalité entre zéro et quatre ans révolus à partir de 1965. Les quotients (${}_5q_0$) pour 0-5 ans passent de 236 pour mille en 1965 à 193 pour mille en 1970. On remarque que cette baisse est due presque essentiellement à celle de la mortalité juvénile (le quotient ${}_4q_1$, passant de 98 en 1965 à 50 en 1970), celle de la mortalité infantile ne commençant à être perçue qu'à partir de 1970. Cette observation est cohérente avec un processus de baisse de la mortalité : la mortalité exogène étant la première à diminuer, il est normal que ce soit entre un et cinq ans que la baisse de la mortalité soit d'abord perçue.

On voit également sur le graphique que, même après lissage, les taux antérieurs à 1960 sont peu fiables.



Graphique 19 Quotients de mortalité infantile et de mortalité juvénile selon l'année (moyenne mobile sur 3 ans) ; Haïti—EHF 1977

Source : Moyenne mobile sur 3 ans calculée à partir du tableau 41

Tableau 41 Mortalité infantile et juvénile selon l'année de naissance

Année	Nombre de naissances	Nombre de décès selon l'âge de l'enfant			Probabilités de décès (pour 1000)		
		moins d'un an	de 1 à 4 ans	moins de 5 ans	${}_1q_0$	${}_4q_1$	${}_5q_0$
1945	3	2	0	2			
1946	10	2	1	3			
1947	13	2	1	3			
1948	15	0	1	1			
1949	25	2	1	3		*	
1950	40	8	4	12			
1951	48	5	4	9			
1952	77	9	5	14			
1953	75	6	5	11			
1954	116	6	11	17	52	95	147
1955	116	13	17	30	112	147	259
1956	137	21	19	40	153	139	292
1957	192	29	18	47	151	94	245
1958	173	28	12	40	162	69	231
1959	199	19	14	33	95	70	165
1960	225	38	18	56	169	80	249
1961	203	26	21	47	128	103	232
1962	270	36	22	58	133	81	215
1963	262	30	33	63	115	126	240
1964	278	46	20	66	165	72	237
1965	297	41	29	70	138	98	236
1966	269	36	23	59	134	85	219
1967	353	50	20	70	142	57	198
1968	300	47	21	68	157	70	227
1969	365	42	39	81	115	107	222
1970	398	57	20	77	143	50	193
1971	396	53	24	77	134	61	194
1972	396	54	—	—	136	—	—
1973	459	50	—	—	109	—	—
1974	403	45	—	—	112	—	—
1975	461	47	—	—	102	—	—

* Valeurs non significatives.

On peut penser pour certaines années à une surestimation du quotient de mortalité juvénile (${}_4q_1$), qui s'expliquerait par un vieillissement de l'âge au décès dans ces générations. Dans certains cas où des décès survenus à moins d'un an ont été déclarés à un an révolu, la mortalité juvénile sera surestimée et la mortalité infantile sous-estimée. L'éloignement du phénomène dans le temps et le manque de précision dans les déclarations d'âge au décès ou de date de décès sont les causes les plus souvent invoquées, quel que soit l'âge de la mère au moment de l'enquête.

Les données du tableau 42 montrent qu'il y a effectivement une oscillation anormale des quotients de mortalité juvénile (${}_4q_1$) pour toutes les périodes alors que le quotient à cinq ans (${}_5q_0$) semble avoir été sous-estimé pour les périodes antérieures à 1962.

Les quotients selon le lieu de résidence (tableau 43) montrent que, contrairement à ce que l'on attendait, la morta-

lité infantile et celle juvénile sont plus élevées en milieu rural, sauf pour la période 1962–1966. La surmortalité en milieu urbain touche plus les enfants de moins d'un an que ceux âgés de moins de cinq ans.

L'observation des quotients de mortalité infantile selon l'âge de la mère à la naissance est un bon indice de détection des erreurs. En général, les quotients de mortalité sont élevés avant 20 ans, puis subissent une baisse autour de 20–30 ans et à nouveau une hausse aux âges plus élevés.

Dans le cas d'Haïti, les quotients de mortalité selon l'âge de la mère (cf. tableau 44), pour l'ensemble des périodes, sont assez conformes à cette règle jusqu'à 34 ans. A 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. Pour la période 1–4 ans avant l'enquête, on observe aussi un modèle plus ou moins conforme au modèle attendu,

Tableau 42 Quotients de mortalité par période—EHF 1977

Période	Quotients de mortalité		
	1q0	4q1	5q0
1942-46	(392,9)	117,6	(464,3)
1947-51	112,3	89,8	192,0
1952-56	103,9	121,4	212,7
1957-61	139,8	93,9	220,6
1962-66	136,1	104,9	226,7
1967-71	136,4	78,0	203,8
1972-76	115,8	—	—

NOTE : () Moins de 20 naissances.

avec les mêmes erreurs à partir de 35 ans. Plus on s'éloigne de la date de l'enquête, plus les erreurs de déclaration font que les résultats deviennent progressivement incohérents.

La comparaison des quotients de mortalité selon l'âge de la mère à la naissance et par période montre qu'il a pu y avoir une faible baisse de la mortalité infantile au cours des 10 années précédant l'enquête. Cet effet est visible entre les âges 20-24 et 35-39 ans ; les données à 15-19 ans et aux âges avancés sont trop affectées par l'erreur d'échantillonnage pour permettre aucune conclusion.

En résumé, il est assez difficile de se baser sur les données de l'enquête pour mesurer précisément la mortalité

Tableau 43 Quotients de mortalité par période selon la nature du lieu de résidence

Période	1q0		5q0	
	Urbain	Rural	Urbain	Rural
1947-51	(177,8)	(93,8)	(222,2)	(177,1)
1952-56	128,2	95,4	230,8	207,1
1957-61	148,1	138,5	229,6	223,0
1962-66	130,2	139,7	210,1	236,0
1967-71	157,5	131,0	212,3	203,8
1972-76	170,9	98,5	—	—

NOTE : () Entre 20 et 100 naissances.

infantile, mise à part la dernière période d'observation 1972-1976. La limitation de ces données est liée d'abord au faible échantillon et ensuite (sans doute de façon plus importante) aux erreurs de déclaration et aux omissions.

L'essentiel est de constater que la mortalité infantile et juvénile, quoique en légère baisse si l'on s'en tient aux résultats obtenus, est encore assez élevée en Haïti. Comparé aux pays voisins, tels que la République dominicaine par exemple, l'écart entre les quotients à cinq ans entre 1960 et 1975 est très élevé, allant jusqu'à 100 pour mille : les quotients pour la République dominicaine oscillent entre 120 et 160 pour mille alors que pour Haïti, ils dépassent presque toujours 200 pour mille pour la même période.

Tableau 44 Quotients de mortalité infantile (1q0) selon l'âge de la mère à la naissance et la période—EHF 1977

Age de la mère	Total	Période : nombres d'années précédant l'enquête						
		0-4	5-9	10-14	15-19	20-24	25-29	30-34
10-14	(188,0)	(200,0)*	(227,3)*	(129,0)*	(312,5)*	(111,1)*	(0)*	(200,0)*
15-19	145,8	191,4	118,2	155,5	168,8	113,8	(74,1)	(382,4)*
20-24	133,5	119,4	134,4	156,1	134,6	117,0	147,2	
25-29	124,4	95,5	155,2	127,7	120,1	109,9		
30-34	125,2	105,5	152,3	115,4	122,1			
35-39	109,4	91,8	115,6	125,5				
40-44	86,4	68,8	(118,5)					
45-49	71,4	71,4						

* Moins de 20 naissances.

() Entre 20 et 100 naissances.

7 Conclusion

Le propos de cette étude était d'apprécier la qualité des données recueillies par l'Enquête Haïtienne sur la Fécondité de 1977 (EHF 1977) afin d'aider à leur utilisation. On y trouvera également quelques considérations sur la conduite même de l'enquête et dont la prise en compte pourrait s'avérer utile lors d'enquêtes ultérieures.

L'échantillon enquêté par l'EHF 1977 a été tiré à partir de la base de sondage fourni par le recensement de la population de 1971 : il est composé de trois strates (deux urbaines et une rurale). Sur 3356 logements et ménages visités, 3022 ont pu être enquêtés avec succès. Les deux raisons essentielles des 10 % d'échecs sont l'existence de logements vides, détruits ou déplacés (6,5 %) et l'absence de personnes capables de répondre (2,4 %). Il n'y a pas de différence notable du taux de couverture selon les strates.

L'enquête était constituée de deux volets : une enquête ménage dont le but essentiel était, en dénombrant toutes les personnes du ménage,²⁹ d'identifier les femmes éligibles pour le deuxième et principal volet, l'enquête individuelle au cours de laquelle étaient interrogées toutes les femmes âgées de 15 à 49 ans. Le taux de réponse à l'enquête ménage (96 %) est légèrement supérieur au taux de réponse à l'enquête individuelle (94 %). Dans les deux volets le taux est meilleur pour la strate III (zones rurales) : 97 % pour l'enquête ménage (contre 95 % environ pour les deux autres strates), 96 % pour l'enquête individuelle (contre 91 % environ). La presque totalité des non réponses à l'enquête individuelle est due à l'absence de la femme lors des passages de l'enquêtrice.

La qualité des données sur l'âge dépend à la fois du contexte culturel du pays étudié et de la technique d'enquête utilisée. Dans les pays comme Haïti où la datation précise des événements démographiques n'est pas nécessaire à la vie de tous les jours on doit de toute façon s'attendre à une certaine imprécision. Cette imprécision se décèle d'une part par l'existence de préférences pour certains nombres ronds et d'autre part dans l'existence de distorsions dans les structures par âge dont aucun phénomène démographique ne peut rendre compte. Dans le cas d'Haïti, le soin plus particulier apporté au recueil de l'âge des femmes semble avoir eu quelque influence puisque l'on note un attrait (en demeurant peu important) pour les nombres ronds moindre chez les femmes que chez les hommes (indices de Whipple et de Myers respectivement égaux à 147 et 162, 23 et 19). Par contre les structures par âge de la population féminine sont analogues dans les deux volets : certaines distorsions peu explicables démographiquement s'y reproduisent également, comme la sous-représentation des âges situés aux limites d'éligibilité de l'enquête individuelle (15 à 49 ans) ; celle de la cohorte 45-49 ans est plus prononcée et doit s'apprécier également dans le contexte d'une sous-estimation de l'ensemble des femmes de 30 ans et plus. Il faut noter aussi une surreprésentation des jeunes garçons de 2 à 4 ans.

En Haïti le mariage légal n'est pas la seule forme d'union au cours de laquelle une femme est susceptible d'avoir un enfant. L'EHF 1977 a réalisé une approche originale de la population féminine soumise au risque de concevoir en y incluant, à côté des catégories traditionnellement considérées comme le mariage et le plaçage (union consensuelle), d'autres formes d'union comme les "rinmin", "fiancée" et "vivavek".

L'examen des données sur l'union nous permet de conclure que dans son ensemble la population soumise au risque de grossesse a été assez bien cernée ; il semble toutefois que les distorsions mentionnées plus haut pour les âges situés aux limites d'éligibilité de l'enquête individuelle aient eu pour conséquence d'exclure de celle-ci des femmes relativement plus souvent en union. La comparaison des types d'union déclarés dans l'enquête ménage et dans l'enquête individuelle fait ressortir beaucoup d'incohérence pour les catégories "rinmin" et "fiancée" (42 % seulement des réponses sont identiques dans les deux enquêtes) ; ces unions sont, de même que le "vivavek" (pour lequel on enregistre toutefois une proportion notablement moindre [86 %] d'incohérence) des unions sans cohabitation, socialement moins bien définies que le mariage et le plaçage ; les femmes ont eu probablement davantage de mal à se situer par rapport à elles.

La date d'entrée en première union a été moins bien déclarée pour les femmes les plus âgées, celles-ci ayant, semble-t-il, d'autant plus souvent omis une première union qu'elle était informelle.³⁰ L'utilisation du modèle de Coale permet de confirmer une tendance à l'augmentation de l'âge à la première union.

Haïti est l'un des rares pays enquêtés dans le cadre de l'EHF pour lesquels l'historique des naissances a été obtenu en commençant par la naissance la plus récente. Il faut en tenir compte lors de l'interprétation du constat d'une descendance finale (5,9 enfants) trop faible pour les femmes âgées de 45 à 49 ans (les femmes les plus fécondes ayant probablement été exclues), trop élevée pour les femmes de 40 à 44 ans (5,6 enfants) comparée à celle de la cohorte 35-39 ans (4,5 enfants) ; on trouve ici un argument supplémentaire en faveur de l'hypothèse d'une liaison entre les distorsions dans la déclaration de l'âge et la fécondité. L'examen des taux par cohorte et par période conduit aux mêmes conclusions : sous-estimation de la fécondité des cohortes situées aux extrêmes (15-19 ans et surtout 45-49 ans). Il semble toutefois que l'existence d'une tendance à la baisse de la fécondité depuis 1960 ne puisse être mise en cause (6,9 enfants en 1960 contre 5,1 en 1976)

²⁹ "de jure" ou "de facto" ; pour définition de ces catégories cf. p.12. La présente étude ne porte que sur les résultats obtenus à partir de la population "de facto".

³⁰ ou qu'aucun enfants n'est né de cette union.

de même qu'une différence de fécondité entre les milieux urbain et rural (respectivement 4,1 et 5,7 pour la fécondité cumulée en 1976).

L'examen des rapports de masculinité des naissances tendrait à montrer qu'il y a eu certaines distorsions systématiques liées au sexe lors de la déclaration de la date de naissance des enfants, les jeunes garçons semblant avoir été plus souvent rajeunis.

Lors de l'utilisation des données sur la mortalité infantile il faut garder à l'esprit que, l'EHF étant une enquête rétrospective limitée aux femmes de moins de 50 ans, les

taux ou quotients sont calculés avec des effectifs non seulement de plus en plus réduits au fur et à mesure qu'on s'éloigne dans le temps, mais également de plus en plus biaisés par la limite d'éligibilité. Il convient donc d'être très prudent lors de l'interprétation des taux avant 1950 et même 1960.

De plus, il semble que les omissions soient plus fréquentes pour les périodes anciennes. Toutefois la tendance à la baisse de la mortalité infantile à partir des années 1970 semble confirmée portant les quotients (${}_1q_0$) d'environ 140 ‰ vers 1960 à environ 116 ‰ vers 1975.

Bibliographie

Brass, W. (1978) Screening Procedures for Detecting Errors in Maternity History Data. WFS Technical Paper no 810.

Coale, A.J. (1971). Age Patterns of Marriage. *Population Studies* 25 (2) : 193 – 214.

Goldman, Noreen, Ansley J. Coale and Maxine Weinstein (1979). The Quality of Data in the Nepal Fertility Survey. *WFS Scientific Reports* no 6.

Institut Haïtien de Statistique (1981). *Enquête haïtienne sur la Fécondité : Rapport national*.

Moral, Paul (1978). *Le paysan haïtien*. Port-au-Prince : Editions Fardin (1ère édition, 1961).

Potter, J. (1977). Problems in Using Birth History Analysis to Estimate Trends in Fertility. *Population Studies* 31 (2) : 335 – 69.

Projections provisoires de la population d'Haïti (1980). UARD Cahier no 8, fascicule 1, IHS, février.

Institut Haïtien de Statistique (1978). *Recensement Général de la Population et du Logement, Août 1971 : Résultats pour l'ensemble du pays*. Port-au-Prince : Ministère du Plan.

United Nations (1955). Methods of Appraisal of Quality of Basic Data for Population Estimates. *Population Studies* no 23. U.N. st/soa/série A.