

La variation des intervalles intergénésiques au Rwanda
BIRTH INTERVAL DIFFERENTIALS IN RWANDA
VARIACION DE LOS INTERVALOS INTERGENÉSICOS EN
RUANDA

Aloys Ilinigumugabo

Volume 21, Number 1, Spring 1992

Démographie sociale en Afrique

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/010105ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/010105ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

0380-1721 (print)

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Ilinigumugabo, A. (1992). La variation des intervalles intergénésiques au Rwanda. *Cahiers québécois de démographie*, 21(1), 67–98.
<https://doi.org/10.7202/010105ar>

Article abstract

After a brief presentation of the data and methodology, the article shows that women in Rwanda who begin their reproduction period later eventually recuperate lost fertility due to late marriage. This behavior is confirmed when age and parity are introduced as control variables. Education, residence and women's economic activities are the main factors differentiating the rhythm of procreation among Rwanda women. Although less important, ethnicity and type of union also influence birth intervals.

La variation des intervalles intergénésiques au Rwanda

Aloys ILINIGUMUGABO *

Le Rwanda, pays des mille collines, est situé en Afrique centrale. Il est limité au nord par l'Ouganda, au sud par le Burundi, à l'est par la Tanzanie et à l'ouest par le Zaïre. Enclavé au cœur de l'Afrique, sans accès à la mer, il s'étend sur une superficie de 26 338 kilomètres carrés, dont 17 758 kilomètres carrés sont des terres cultivables.

L'économie du pays repose essentiellement sur l'agriculture, dont vit plus de 90 % de la population. L'équilibre déjà précaire entre les disponibilités alimentaires et les besoins des Rwandais est menacé non seulement par les problèmes liés au système du marché international et à l'enclavement, mais aussi par l'appauvrissement du sol — dû à l'érosion et à l'usage de techniques agraires rudimentaires — et surtout par l'explosion démographique, qui entretient le morcellement à outrance des exploitations agricoles.

La population rwandaise est actuellement estimée à 7,2 millions d'habitants, et la densité au kilomètre carré atteint 275 habitants, soit 405 habitants par kilomètre carré de terre cultivable. Le taux d'accroissement annuel est de 3,6 %, et il est presque certain qu'il augmentera pendant les prochaines années, car la population est extrêmement jeune (plus de 50 % a moins de 15 ans) et rien ne laisse prévoir, à moyen terme, une baisse de sa fécondité, qui est l'une des plus élevées au monde : sa descendance finale est de huit enfants.

Au Rwanda, la fécondité reste perçue comme une grâce de Dieu, que la femme et son mari doivent veiller à préserver par

* Office national de la population (ONAPO) et Université nationale du Rwanda.

une multitude d'observances pendant toute la période de procréation. La société valorise encore une descendance élevée et elle a développé des pratiques et des normes pour atteindre ce but, entre autres l'entrée en union conjugale comme critère de maturité, l'absence de période d'abstinence sexuelle post-partum, l'autorisation accordée aux veuves de se remarier sitôt observé le deuil consécutif à la mort de leur mari, l'autorisation accordée aux femmes mariées d'avoir des rapports sexuels et même des enfants pendant l'absence prolongée de leur mari légitime, et la recommandation d'entrer en union polygamique lorsque la première épouse devient stérile à un âge précoce (Ilinigumugabo, 1989).

Les mécanismes traditionnels d'espacement des naissances au Rwanda sont la pratique de l'allaitement maternel à la demande pendant toute la durée qui sépare deux grossesses successives et l'instabilité des unions conjugales.

L'entrée en première union conjugale est très précoce. En moyenne, les jeunes filles contractent leur première union conjugale à l'âge de vingt ans. Le célibat définitif est un phénomène encore inconnu, et presque 85 % des femmes rwandaises vivent en union monogamique.

La société rwandaise connaît plusieurs types d'unions, qu'on peut regrouper en trois principales catégories : les unions légales, les unions coutumières et les unions de fait. Le code civil rwandais reconnaît l'existence de la dot, mais n'en fait pas une obligation pour légaliser le mariage. Toutefois, en pratique et sans exception, on dote la fille ou la femme, et quelques semaines ou quelques mois après, les deux fiancés, accompagnés de leurs parents, déclarent leur mariage à l'état civil. La déclaration du mariage légal à l'état civil se fait quelques semaines, voire des mois, avant la fête nuptiale qui consacre le début de la consommation du mariage. Ainsi, en pratique, le mariage légal est d'abord coutumier au Rwanda, mais tout mariage coutumier n'est pas nécessairement déclaré à l'état civil.

À côté du mariage coutumier organisé selon les normes traditionnelles qu'impliquent la dot et la fête nuptiale, il existe d'autres formes d'entrée en union conjugale au Rwanda, à savoir : le lévirat, le sororat et les unions de fait. Le lévirat et le sororat représentent une proportion négligeable et sont assimilés au mariage coutumier dans les enquêtes. Quand deux jeunes gens conviennent de se marier mais soupçonnent que les parents de la jeune fille peuvent refuser ou retarder ce mariage,

la jeune fille disparaît officieusement de sa famille paternelle, généralement à l'insu de son père, pour rejoindre son prétendant. Elle est accompagnée par un parent ou un ami de sa famille qui a servi d'intermédiaire. Un ou deux jours après le début de la consommation du «mariage», les parents du garçon annoncent le mariage de la fille à ses parents, d'où l'appellation d'union de fait. En général, les parents se mettent rapidement d'accord pour fixer la dot. L'innovation récente réside dans l'allongement ininterrompu de la période qui sépare le début de la consommation du mariage et le versement de la dot.

L'entrée en union de fait, jadis considérée comme une absence de l'autorité paternelle, est devenue une forme de premier mariage couramment choisie par les jeunes filles rwandaises, quels que soient leur ethnies, leur lieu de résidence ou leur niveau d'instruction. D'après l'enquête nationale sur la fécondité de 1983, 44 % des femmes rwandaises contractent un mariage civil et 15 % un mariage coutumier, et 41 % vivent en union de fait (ONAPO, 1985).

La pratique de l'allaitement au sein reste une pratique universelle au Rwanda. Cependant, lorsque les parents rwandais améliorent leur niveau de vie, surtout par le biais de la scolarisation, qui leur permet d'accéder aux professions non agricoles, la durée de l'allaitement à la demande diminue radicalement. La pratique de l'allaitement au sein devient superficielle et est remplacée par l'usage du biberon et des produits alimentaires commercialisés pour nourrissons. Ces changements provoquent une forte diminution de la durée de l'aménorrhée post-partum, insuffisamment relayée par une contraception efficace, et engendrent ainsi un raccourcissement des intervalles intergénésiques.

La proportion de femmes rwandaises qui pratiquent la contraception est encore faible. Les utilisatrices des méthodes contraceptives modernes ne représentent que 10 % des femmes en union. Même si la durée d'utilisation continue des méthodes contraceptives dépasse rarement un an, les femmes rwandaises qui se décident à influencer leur fécondité parviendraient à allaiter leurs enfants un peu plus longtemps en moyenne que les femmes de même catégorie socio-professionnelle qui n'utilisent jamais la contraception. Une étude récente (Ilinigumugabo, 1989) montre que le recours à la contraception est une précaution que certaines mères prennent pour éviter de sevrer leurs enfants trop jeunes lorsqu'elles constatent que les règles réapparaissent très tôt après la naissance.

Cette étude sur le calendrier de l'espace des naissances au Rwanda montre les effets de la modernité sur les intervalles intergénéraliques. La modernité influence l'espace des naissances par le biais des changements dans le mode d'allaitement en l'absence de contraception efficace et répandue.

MÉTHODOLOGIE

Source de données

Cette étude est basée sur l'analyse des données de l'enquête rwandaise sur la fécondité, dont les opérations de collecte se sont déroulées entre le 22 août et le 7 décembre 1983. Cette enquête a été réalisée en totalité par l'Office national de la population (ONAPO). Les données ont été collectées sur un échantillon probabiliste des districts, stratifié par zone écologique et par préfecture, selon une probabilité proportionnelle à la taille à l'intérieur des deux secteurs urbain et rural, mais avec une probabilité triple dans le secteur urbain. L'enquête rwandaise sur la fécondité était basée sur trois questionnaires : un questionnaire-ménage, un questionnaire-femme et un questionnaire-mari. Le recensement des résidents du ménage avait pour objectif principal d'identifier les femmes de 15 ans à 50 ans qui devaient être soumises à l'enquête individuelle sur la fécondité. Le questionnaire-femme correspond exactement au questionnaire de base ¹ de l'Enquête mondiale sur la fécondité (WFS); il comprend le module sur les facteurs autres que la contraception qui influencent la fécondité (FOTCAF), auquel on a ajouté un module spécifique au Rwanda réservé à l'appréciation démographique du pays. L'ensemble des questionnaires a été traduit en kinyarwanda, langue maternelle de tous les Rwandais. Au total, 5739 femmes ont été enquêtées, dont 1612 célibataires sans enfants.

La qualité des dates déclarées

Avant de commencer l'analyse des intervalles intergénéraliques, il convient de signaler le phénomène d'attraction-

¹ Pour une description détaillée des questionnaires, voir World Fertility Survey, *Questionnaire de base*, «Documentation de base», no 1, 1975, et *Les modules de l'EMF, Avortement-Mortalité générale*, «Documents non périodiques», no 19, 1979.

répulsion qui se manifeste dans la déclaration des dates de naissance par les enquêtées. Alors que les chiffres attractifs sont les multiples de cinq pour la déclaration de leur âge, dans la reconstruction de leur histoire génésique, les chiffres attractifs sont généralement les multiples de douze mois, et parfois de six, même lorsqu'elles fournissent la date de naissance de leurs enfants : souvent les femmes, notamment celles qui sont d'âge avancé, ne se rappellent que les dates de naissance de leurs enfants les plus jeunes; lors de l'interview, elles calculent la date des naissances antérieures à partir de ces dates connues, par soustraction de l'intervalle intergénésique moyen en années qu'elles estiment avoir réalisé.

Pour vérifier si les intervalles intergénésiques observés dans l'enquête rwandaise sur la fécondité ne sont pas influencés par ce phénomène d'attraction des multiples de douze mois, nous avons calculé la distribution des restes de la division par 12 des intervalles intergénésiques fermés qui ont débuté pendant les dix dernières années précédant l'enquête. Le choix de cette période de référence est basé sur le fait que les analyses qui vont suivre sont limitées aux naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête. L'analyse du tableau 1 montre que la qualité des intervalles intergénésiques observés dans l'enquête rwandaise est relativement bonne. Toutefois, le phénomène d'attraction des multiples de douze (estimation en années) apparaît chez les femmes âgées de plus de 25 ans, même s'il n'est pas très marqué. Contrairement à ce qu'on aurait pensé a priori, ce phénomène d'attraction n'a pas influencé les multiples «impairs» de 6 mois, c'est-à-dire 1,5 an, 2,5 ans, 3,5 ans, etc. On peut admettre que l'ampleur du phénomène d'attraction n'entraîne pas un biais important dans nos analyses.

Cependant, l'étude de l'espacement des naissances à partir des intervalles intergénésiques observés dans une enquête rétrospective sur les femmes en âge de procréer comporte des problèmes de troncature et de sélection, même lorsque la qualité des données n'est pas mauvaise.

La technique de la table d'éventualité (*Life Table*)

Une enquête rétrospective sur l'histoire génésique des femmes en âge de procréer engendre deux types d'intervalles intergénésiques observés : les intervalles intergénésiques fermés et les intervalles intergénésiques ouverts. En effet,

TABLEAU 1 — Répartition des restes de la division par 12 entre les groupes d'âge (%)^a

Restes	15-19 ans	20-24 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40-44 ans	45-49 ans
0	10,98 (9)	9,95 (110)	11,56 (293)	10,94 (274)	10,34 (156)	10,15 (125)	11,16 (73)
1	3,66 (3)	9,50 (105)	9,35 (237)	9,22 (231)	9,15 (138)	8,29 (102)	9,02 (59)
2	14,62 (12)	10,32 (114)	8,37 (212)	9,86 (247)	7,89 (119)	8,85 (109)	7,80 (51)
3	6,10 (5)	7,69 (85)	8,25 (209)	8,10 (203)	9,61 (145)	9,50 (117)	7,19 (47)
4	10,98 (9)	7,24 (80)	7,81 (198)	7,50 (188)	6,76 (102)	6,58 (81)	8,10 (53)
5	8,54 (7)	7,69 (85)	7,46 (189)	7,39 (185)	7,75 (117)	7,55 (93)	5,50 (48)
6	2,44 (2)	6,24 (69)	7,38 (187)	7,82 (196)	8,68 (131)	6,99 (86)	9,17 (60)
7	3,66 (3)	5,52 (61)	6,91 (175)	7,39 (185)	6,83 (103)	7,55 (93)	7,34 (48)
8	7,32 (6)	6,70 (74)	6,71 (170)	6,27 (157)	7,09 (107)	8,26 (100)	1,85 (54)
9	8,54 (7)	9,41 (104)	8,56 (217)	8,66 (217)	7,55 (114)	8,45 (104)	8,10 (53)
10	10,98 (9)	10,50 (116)	8,48 (215)	7,98 (200)	9,21 (139)	8,61 (106)	10,40 (68)
11	12,20 (10)	9,23 (102)	9,16 (232)	8,86 (222)	9,15 (138)	9,34 (115)	7,95 (52)
Total	100,00 (82)	100,00 (1105)	100,00 (2534)	100,00 (2505)	100,00 (1509)	100,00 (1231)	100,00 (654)

a. Les chiffres entre parenthèses sont des effectifs absolus de naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

l'enquête ne couvre qu'une partie de la vie génésique des femmes encore fécondes au moment de l'interview, et elle intervient en plein milieu de leurs intervalles intergénésiques ayant débuté au moment de la naissance la plus récente (intervalles intergénésiques ouverts). On ne peut donc pas identifier les intervalles intergénésiques ouverts qui finiront par se fermer et l'on ignore la longueur qu'ils atteindront.

La technique de la table d'éventualité (Smith, 1980; Rodriguez et Hobcraft, 1980; Srinivasan, 1980) permet d'étudier le risque d'accéder à la parité supérieure à partir des expé-

riences de durées différentes d'exposition au risque d'augmenter la parité (*uncensored and censored lifetime data*). Elle permet de fusionner les intervalles intergénésiques fermés et ouverts dans un même calcul pour estimer la distribution des probabilités d'accéder à la parité supérieure selon la durée dans l'attente d'une nouvelle naissance. Elle fait apparaître le caractère aléatoire du flux des naissances et permet de pallier les effets des risques compétitifs dus à la date de l'enquête qui survient en pleine période de procréation.

Si les différentes cohortes de parité i intervenant dans l'analyse ont connu une même fécondité, c'est-à-dire une fécondité de même intensité et suivant un même calendrier, et sont représentatives de leurs cohortes respectives, on peut estimer la probabilité de rester à la parité i après j mois d'attente d'une nouvelle naissance vivante.

En effet, si C_x est l'effectif total de tous les intervalles intergénésiques fermés de longueur x mois, O_x l'effectif des intervalles intergénésiques ouverts tronqués à x mois et N_x la somme de C_x et de O_x , la probabilité ${}_1q_x$ qu'un intervalle intergénésique se ferme entre les durées exactes (en mois) x et $x + 1$ est estimée également par l'expression suivante :

$${}_1q_x = \frac{C_x}{k \left(\sum_{j=x} N_j - O_x/2 \right)}$$

k étant la longueur de l'intervalle intergénésique le plus long introduit dans l'analyse.

Cette estimation, souvent appelée estimation actuarielle dans la construction des tables de mortalité, est basée sur l'hypothèse d'une répartition uniforme des intervalles intergénésiques ouverts. En d'autres termes, elle suppose que les femmes en intervalles ouverts au mois x ont été exposées au risque d'augmenter leur parité dans ce mois pendant un demi-mois.

La probabilité S_x qu'une femme reste à la même parité après x mois dans l'attente d'une nouvelle naissance est estimée par la relation :

$$S_x = \prod_{j=0}^x (1 - q_j)$$

Cette expression permet de calculer une table de probabilités d'accéder à la parité supérieure aux diverses durées d'exposition. Il convient de se rendre compte qu'il y a une durée

minimale de l'intervalle intergénésiq. En effet, on sait que l'accouchement est suivi d'une période de stérilité post-partum et qu'il est rare qu'une grossesse qui a duré moins de six mois donne lieu à une naissance vivante. Dans cette étude, nous avons fixé la borne inférieure des intervalles intergénésiques à 9 mois.

Après cette brève présentation de la technique de la table d'éventualité appliquée à l'analyse des intervalles intergénésiques, revenons aux indices résumés qu'elle permet d'estimer. Nous considérons dans cette étude qu'une femme ne dépasse dix ans sans augmenter sa parité que si elle a déjà atteint la stérilité secondaire (y compris la ménopause). La probabilité S_{120} d'être encore en intervalle intergénésiq ouvert à 120 mois de durée d'attente d'une nouvelle naissance vivante représente une approximation de la proportion des femmes qui atteignent la stérilité secondaire à la parité (ou âge) considérée. Son complémentaire ${}_{120}q_0$ fournit une approximation de la probabilité d'agrandissement de la famille à cette parité. À partir des naissances de la table d'éventualité, on peut estimer, sous l'hypothèse de linéarité, l'espérance de vie dans l'attente d'une nouvelle naissance vivante. Cependant, cet indice calculé à la manière des démographes est affecté d'un biais important dans l'analyse des intervalles intergénésiques observés dans une enquête sur l'histoire génésique des femmes en âge de procréer. Suite aux effets de troncature, qui ne sont pas éliminés complètement par la technique de la table d'éventualité, la probabilité d'agrandissement de la famille n'est pas estimée avec précision. La limite supérieure de la table est aussi fixée arbitrairement. Autrement dit, le fait de fixer la borne supérieure des intervalles intergénésiques à 60 mois, à 120 mois ou à toute autre durée d'attente influence le calcul de l'espérance de vie dans l'attente d'une nouvelle naissance. Mais surtout, son impact est variable selon le rythme de reproduction de chaque catégorie sociale considérée (par exemple, la population stratifiée selon le niveau d'instruction). Confrontés à ces problèmes, Rodriguez et Hobcraft (1980) ont comparé la sensibilité aux changements du rythme de reproduction de l'espérance de vie dans l'attente d'une nouvelle naissance calculée à partir des naissances de la table et les autres indices statistiques de tendance centrale de la table, et ont découvert que l'indice de Tukey, la trimoyenne, est l'indice moyen le plus sensible aux changements de l'espace-ment des naissances. Si Q_1 , Q_2 et Q_3 représentent respectivement le 1er, le 2e et le 3e quartile de la distribution des probabi-

lités d'accéder à une parité supérieure, la trimoyenne T est obtenue par la quantité :

$$T = \frac{Q_1 + 2Q_2 + Q_3}{4}$$

Les probabilités d'agrandissement de la famille étant différentes et estimées de façon imprécise, Rodriguez et Hobcraft (1980) proposent de standardiser les quartiles avant d'estimer la trimoyenne dans une étude comparative de l'espacement des naissances. Cette standardisation consiste à fixer à l'unité la probabilité d'accéder à la parité supérieure correspondant à la borne supérieure de la table retenue, identique pour toutes les strates d'analyse (en fait, les quartiles de la distribution des probabilités d'accéder à la parité supérieure parmi la population de la table qui finit par augmenter sa parité). Le calcul des quartiles standardisés ne nécessite pas une nouvelle table. Ils correspondent aux quartiles associés aux proportions $0,25x_wq_0$, $0,5x_wq_0$ et $0,75x_wq_0$ de la distribution non standardisée, $_wq_0$ étant la probabilité de fermer l'intervalle intergénésiq-ue dans les limites définies par la borne supérieure de la table w .

ANALYSE BIVARIÉE DES INTERVALLES INTERGÉNÉSQUES

L'analyse bivariée des intervalles intergénésiques est basée sur la comparaison des indices des tables d'éventualité calculés au sein de chacune des strates définies par croisement de deux caractéristiques d'identification sociale des parents. Pour limiter les biais de sélection et de troncature dus à l'utilisation des données sur l'histoire génésique des femmes en âge de procréer, une des deux variables de stratification est la parité atteinte au début des intervalles intergénésiques ou l'âge de la mère au début des intervalles intergénésiques (Rodriguez et Hobcraft, 1980). Afin d'éviter les aléas dus aux petits nombres, nous avons regroupé les classes selon les différentes variables pour constituer des *strates de 80 naissances au moins*. Nous avons remarqué que l'estimation des paramètres d'une table d'éventualité (les quotients conditionnels) à partir d'un effectif de naissances inférieur à 80 aboutissait à des résultats très erratiques. Lorsque ce seuil n'est pas atteint, aucune estimation n'est présentée (ces effectifs sont repris dans les tableaux 2 à 12).

La majorité des auteurs (Rodriguez et al., 1984; Schoenmaeckers, 1984; Page et al., 1982) recommandent de limiter l'intervalle intergénésiq ue le plus long à 60 mois dans la construction d'une table d'éventualité à partir de données comme les nôtres. Cependant, dans le cas de l'enquête rwandaise, les intervalles intergénésiq ues fermés qui dépassent 60 mois de longueur représentent 1,85 % et tous les intervalles se ferment avant d'atteindre dix ans si on considère les naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête dont les parents vivaient encore ensemble et qui ont échappé à la mortalité infantile. Pour éviter que les femmes les moins fécondes soient sous-représentées, nous avons fixé la période de référence à dix ans. Mais la raison principale est de pouvoir augmenter l'effectif des naissances à analyser de façon à permettre l'étude de leur espacement en contrôlant deux variables, surtout dans les groupes minoritaires (les femmes salariées ou instruites). Pour nous assurer de ne pas avoir combiné dans une même table des cohortes de parité de fécondité différente, nous avons, par le modèle de tests des tables d'éventualité (Ilinigumugabo, 1989), testé si les couples rwandais avaient espacé différemment leurs naissances pendant les deux dernières périodes quinquennales, en contrôlant l'activité professionnelle de la mère et sa parité atteinte au début de l'intervalle intergénésiq ue comme des variables de stratification. Les résultats de ces tests permettent de rejeter l'hypothèse d'un changement du rythme de reproduction pendant les dix dernières années précédant l'enquête au sein des différentes catégories sociales définies par ces deux variables d'identification de la mère.

L'impact de la mortalité infantile

L'étude des relations entre la mortalité infantile et les intervalles intergénésiq ues est complexe parce que la mortalité infantile influence la longueur des intervalles intergénésiq ues, qui joue à son tour sur la mortalité infantile. Dans cette analyse, nous simplifions ces relations et nous nous limitons à la comparaison des intervalles intergénésiq ues qui ont débuté par une naissance vivante ayant abouti au décès de l'enfant avant son premier anniversaire et de ceux qui ont débuté par la naissance d'enfants qui ont échappé à la mortalité infantile. Les résultats montrent que la mortalité infantile raccourcit considérablement les intervalles intergénésiq ues, quelle que

soit la parité atteinte par la mère à la naissance de l'enfant qui décède.

Ainsi (tableau 2), le décès de l'enfant avant l'âge d'un an réduit en moyenne l'intervalle intergénésique de cinq mois au moins. Le premier intervalle intergénésique moyen, c'est-à-dire celui qui sépare la naissance du premier rang et celle du deuxième rang, serait presque de 28 mois lorsque l'enfant dont la naissance constitue le début de cet intervalle parvient à atteindre l'âge d'un an, alors qu'il descend en-dessous de 2 ans (à 23 mois) quand l'enfant meurt avant son premier anniversaire.

TABLEAU 2 — Indices d'espacement des naissances successives au Rwanda selon la survie de l'enfant jusqu'à son premier anniversaire et la parité atteinte par la mère au début de l'intervalle intergénésique ^a

Parité atteinte		1	2 ou 3	4 et plus
Sort de l'enfant				
<i>Mort</i>				
Effectif		328	462	713
Indices ^b	${}_{120}Q_0$	0,99	0,98	0,93
	Q_1	16,51	16,91	17,10
	Q_2	23,56	24,03	24,23
	Q_3	30,33	32,16	33,00
	T	23,49	24,28	24,64
<i>Survivant</i>				
Effectif		2735	3693	5610
Indices ^b	${}_{120}Q_0$	0,98	0,98	0,90
	Q_1	21,76	23,47	24,09
	Q_2	27,81	29,28	30,37
	Q_3	36,07	37,05	39,38
	T	28,36	29,77	31,05

a. Enfants nés pendant les dix dernières années précédant l'enquête, et dont les parents étaient encore en union.

b. ${}_{120}Q_0$ = approximation de la probabilité d'agrandissement de la famille; Q_1 = 1er quartile; Q_2 = médiane standardisée; Q_3 = 3e quartile; T = trimoyenne standardisée.

L'effet de la mortalité sur les intervalles intergénésiques augmente avec la parité atteinte par la mère au début de ces derniers. La différence entre les trimoyennes standardisées passe de 5 mois lorsque la mère est à la première naissance à 5,5 mois lorsque la mère arrive à la deuxième ou à la troisième naissance, et elle atteint 6,4 mois lorsque la mère a déjà eu plus de trois naissances au début de l'intervalle intergénésique.

Quand l'enfant meurt dans sa première année de vie, la parité atteinte par la mère semble ne pas avoir d'effet significatif sur l'intervalle intergénéral. Par contre, lorsque l'enfant échappe à la mortalité infantile, la durée qui sépare sa naissance de celle de son cadet direct augmente sensiblement selon son rang de naissance.

L'impact de la séparation des parents

La rupture des unions conjugales peut provenir de deux phénomènes très différents : le veuvage, d'une part, et la séparation par consensus ou par divorce d'autre part. Les deux phénomènes provenant de causes immédiates de natures différentes, leurs acteurs ne les vivent pas de la même manière. Le veuvage est le résultat d'une longue maladie ou d'un accident du conjoint et il s'accompagne généralement d'une période de deuil pour la veuve et toute la famille du défunt. Par contre, la séparation définitive des époux est l'aboutissement d'une longue vie de disputes et de malentendus entre les époux qui marque une période de répit pour au moins l'un d'entre eux. La société rwandaise perçoit et vit différemment ces ruptures. Le veuvage est une fatalité considérée comme une épreuve dure à supporter, surtout quand il frappe une jeune femme en pleine période de procréation. Par contre, la séparation est généralement jugée comme un échec des deux conjoints, que souvent la femme se voit attribuer pour ne pas avoir accepté l'autorité maritale quand son conjoint n'était pas socialement reconnu pour son comportement marginal. Les deux phénomènes n'agissent donc pas de la même manière sur la fécondité de la femme. L'instabilité de l'union conjugale des parents influence l'intervalle intergénéral lorsque la période de malentendus et de disputes couvre une partie ou la totalité de cet intervalle intergénéral et lorsque l'enfant naît au moment où les parents sont séparés. Le veuvage influe sur l'intervalle intergénéral quand il frappe une femme au cours de la période de fertilité post-partum ou lorsque l'intervalle intergénéral commence pendant le veuvage.

Dans cette analyse, nous utilisons une information indirecte sur l'espacement des naissances survenues dans des unions conjugales qui se sont rompues avant que l'enfant ait célébré son deuxième anniversaire. Afin d'analyser les effets du veuvage, il faudrait réduire davantage l'âge de l'enfant à la rupture de l'union de ses parents pour éviter de considérer les

intervalles qui se sont fermés juste après la mort du père comme ayant subi l'effet du veuvage alors que la femme a conçu bien avant que son mari tombe malade. En fait, il faudrait analyser les intervalles intergénésiques qui débutent pendant le veuvage. La rareté des naissances survenues durant le veuvage recensées dans l'enquête rwandaise sur la fécondité ne permet pas de procéder à une telle analyse. Nous avons limité l'analyse aux enfants qui sont nés dans des unions qui se sont rompues moins de deux ans après leur naissance, c'est-à-dire aux enfants qui sont nés dans des unions stables.

Selon le tableau 3, l'instabilité conjugale est bien un facteur perturbateur de l'espacement des naissances chez les femmes rwandaises. Lorsqu'on contrôle la parité atteinte à l'accouchement, l'intervalle intergénésique moyen augmente d'environ un an parmi les enfants survivants au moment de l'enquête qui ont vécu la séparation de leurs parents. Dans une société qui valorise la fécondité, on peut penser que la descendance atteinte par une femme constitue un atout de stabilité de son union conjugale, mais aussi un facteur de longue patience face aux difficultés conjugales avant que soit décidée la séparation définitive, d'autant plus que dans la société rwandaise les

TABLEAU 3 — Indices d'espacement des naissances successives selon la séparation définitive des parents avant que l'enfant ait l'âge de deux ans et la parité atteinte au début de l'intervalle intergénésique ^a

Parité atteinte		1	2 ou 3	4 et plus
Issue de l'union				
<i>Parents séparés avant que l'enfant soit âgé de deux ans</i>				
Effectif		173	155	170
Indices	${}_{120}q_0$	0,98	0,91	0,75
	Q_1	26,02	26,45	27,19
	Q_2	35,27	35,28	42,48
	Q_3	50,80	52,28	63,11
	T	36,84	37,32	43,82
<i>Parents vivant encore ensemble au moment de l'enquête</i>				
Effectif		2189	3538	5440
Indices	${}_{120}q_0$	0,99	0,99	0,92
	Q_1	19,95	21,91	22,50
	Q_2	26,04	27,78	28,86
	Q_3	32,78	35,42	37,50
	T	26,20	28,22	29,43

a. Naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

enfants appartiennent au père. Dans ce contexte, la séparation ou le divorce signifie la renonciation à ses enfants pour la mère. On ne conçoit pas qu'une femme puisse choisir de rester continuellement en situation de séparation. Elle quitte un mari dans l'espoir de contracter très prochainement une nouvelle union. Mais l'âge est un facteur de compétitivité sur le *marché du remariage*. Une femme relativement âgée acceptera ainsi plusieurs épisodes de séparations temporaires avant de rompre son union, et elle risque de passer un plus long temps avant d'entrer dans une nouvelle union.

Les Rwandais associent communément la descendance réalisée par une femme séparée ou devenue veuve au risque d'atteindre la stérilité secondaire sans avoir donné assez d'enfants dans sa nouvelle union. Les résultats de cette analyse montrent effectivement que l'impact de la séparation sur l'intervalle intergénénesique est plus important chez les femmes qui rompent leurs unions à des parités élevées (4 et plus). Par ailleurs, la faible fécondité qui caractérise ces femmes qui rompent leurs unions à des parités élevées appuie l'hypothèse que ces femmes se remarient très peu ou tout au moins tardivement. En effet, si on compare les trimoyennes estimées lorsque les parents restent ensemble et celles qui sont obtenues lorsque les parents se séparent quand leurs enfants sont en très bas âge, on constate que leur différence est de 9 à 10 mois lorsque les intervalles intergénénesiques débutent à une parité atteinte inférieure à 4 naissances et devient supérieure à 14 mois si la parité est d'au moins 4 naissances. De plus, les femmes qui vivent l'instabilité conjugale se caractériseraient par de faibles probabilités d'agrandissement de la famille, surtout lorsque la séparation intervient aux parités élevées. Cette observation peut signifier que la stérilité secondaire précoce est un facteur important dans la rupture des unions conjugales au Rwanda. Mais le fait que les différences augmentent davantage avec la parité atteinte à la séparation montre que les femmes qui rompent leur union à des parités élevées (ou aux âges avancés) n'ont pas d'enfants dans la séparation lorsqu'elles ne parviennent pas à se remarier rapidement.

L'impact de l'âge et de la parité atteinte

La mortalité infantile et la dissolution des unions sont des phénomènes qui perturbent le rythme de reproduction habituel

d'un couple et il est fort probable qu'ils sont fortement liés à l'âge et à la parité atteinte par un couple. Une analyse qui essaie de dégager l'impact de l'âge et de la parité atteinte sur l'espace-ment des naissances doit éliminer les effets de ces deux phénomènes perturbateurs. Ainsi, cette analyse est limitée aux naissances dont les parents vivaient encore ensemble au moment de l'enquête, qui sont survenues pendant les dix dernières années précédant cette enquête et qui étaient en vie à la naissance de leur cadet direct. Nous avons regroupé l'âge et la parité atteinte afin de pouvoir estimer les tables de probabilités d'accéder à la parité supérieure dans des strates ayant une taille de 80 naissances au moins.

L'analyse du tableau 4 montre que l'âge et la parité influencent les intervalles intergénésiques assez différemment. Si on contrôle l'âge de la mère à la naissance de l'enfant, l'intervalle intergénésique moyen (la trimoyenne) augmente avec la parité atteinte. Mais quand cette dernière est très élevée par rapport à l'âge, il apparaît une tendance à la diminution de l'intervalle intergénésique. Cette tendance traduit l'effet de sélection des femmes les plus fécondes parmi toutes celles qui ont le même âge et qui ont commencé leur procréation en même temps au fur et à mesure que la parité atteinte augmente. Si l'effectif des données permettait de contrôler à la fois l'âge, la parité atteinte et la durée écoulée depuis le premier mariage, on devrait théoriquement observer cette tendance à toutes les parités parmi les naissances survenues dans les premières unions (ou *premiers mariages*).

Lorsqu'on contrôle la parité atteinte apparaît un phénomène caractéristique de l'adoption des comportements qui perturbent l'espacement des naissances. Les intervalles intergénésiques tendent à se raccourcir lorsque l'âge de la mère à la naissance augmente parmi les femmes qui les commencent étant encore à la parité 1 ou 2. Ce phénomène traduit l'effet de récupération de leur fécondité pour les femmes qui commencent leur activité procréatrice tardivement. Ce comportement existerait même parmi les femmes âgées de 35 ans à 39 ans révolus qui n'ont pas encore réalisé une parité atteinte de 4 naissances. Mais il disparaît lorsque la parité atteinte est élevée comparée à l'âge. Dans ce dernier cas, l'intervalle intergénésique augmente en moyenne avec l'âge de la mère à l'accouchement.

TABLEAU 4 — Indices d'espacement des naissances successives selon l'âge de la mère et la parité atteinte au début de l'intervalle intergénérisque ^a

Âge de la mère		< 25 ans	25-29 ans	30-34 ans	35-39 ans	40 + ans
Parité atteinte						
1						
Effectif		2019	184	23	3	0
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,97	—	—	—
	Q_1	21,80	20,48	—	—	—
	Q_2	27,64	26,22	—	—	—
	Q_3	35,89	33,89	—	—	—
	T	28,24	26,70	—	—	—
2						
Effectif		1509	449	82	6	1
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,94	—	—
	Q_1	22,86	21,43	21,94	—	—
	Q_2	28,70	28,24	26,82	—	—
	Q_3	36,51	36,70	36,35	—	—
	T	29,19	28,65	27,98	—	—
3 ou 4						
Effectif		1097	1587	400	101	1
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,97	0,80	—
	Q_1	23,06	23,56	23,43	22,27	—
	Q_2	28,53	29,54	30,91	29,66	—
	Q_3	36,45	37,17	40,23	36,09	—
	T	29,14	29,95	31,37	29,42	—
5 et +						
Effectif		72	897	1379	960	434
Indices	${}_{120}Q_0$	—	0,98	0,96	0,86	0,65
	Q_1	—	23,29	24,20	23,93	24,46
	Q_2	—	28,77	30,56	31,00	33,23
	Q_3	—	37,58	38,53	40,56	42,73
	T	—	29,60	30,96	31,62	33,41

a. Naissances survenues dans des unions non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête. Les classes vides correspondent aux strates de moins de 80 naissances dans l'échantillon des naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

L'impact de la durée de la vie commune des parents

L'analyse de l'impact de la durée de la vie commune des parents est limitée, comme les précédentes analyses, aux naissances dont les parents vivaient encore ensemble au moment de l'enquête et qui ont échappé à la mortalité infantile. Elle

TABLEAU 5 — Indices d'espacement des naissances successives selon la durée écoulée depuis la date du mariage des parents et l'âge de la mère au début de l'intervalle intergénésique ^a

Durée de l'union		< 5	5-9	10-20	20 +
Âge de la mère		ans	ans	ans	ans
< 25 ans					
Effectif		3671	1066	0	0
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	—	—
	Q_1	22,27	23,36	—	—
	Q_2	28,06	28,79	—	—
	Q_3	36,06	37,02	—	—
	T	28,61	29,49	—	—
25-29 ans					
Effectif		665	1671	741	0
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,97	—
	Q_1	21,42	23,46	23,41	—
	Q_2	27,43	29,50	29,45	—
	Q_3	34,97	37,50	37,70	—
	T	27,81	29,99	30,00	—
30-34 ans					
Effectif		109	389	1376	10
Indices	${}_{120}Q_0$	0,96	0,97	0,96	—
	Q_1	20,44	23,95	24,18	—
	Q_2	26,35	30,15	30,97	—
	Q_3	36,94	38,24	39,21	—
	T	27,52	30,62	31,33	—
35 ans et +					
Effectif		33	69	872	532
Indices	${}_{120}Q_0$	—	—	0,85	0,70
	Q_1	—	—	24,63	24,66
	Q_2	—	—	32,71	33,46
	Q_3	—	—	43,11	44,74
	T	—	—	33,29	34,08

a. Naissances vivantes survenues dans des unions conjugales non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête. Les classes vides correspondent aux strates de moins de 80 naissances dans l'échantillon des naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

confirme également l'existence des effets de récupération de leur fécondité parmi les femmes rwandaises qui entrent en première union assez tardivement. En effet, l'analyse des indices moyens du tableau 5 montre que les intervalles intergénésiques qui séparent de leurs cadets directs les enfants qui naissent pendant les cinq premières années de vie commune

des parents diminuent lorsque l'âge de la mère à l'accouchement augmente. Cette observation disparaît lorsque l'enfant naît dans un couple qui existe depuis plus de cinq ans. Autrement dit, les changements en matière d'espacement des naissances sont plus marqués dans la catégorie des couples récemment créés.

Il ressort également que l'intervalle intergénérisique augmente en moyenne avec la durée de vie commune des parents lorsque l'âge à l'accouchement de la mère est le même. Autrement dit, parmi les femmes rwandaises qui accouchent au même âge, les plus récemment mariées accèdent plus rapidement à la parité supérieure. Cette observation pourrait provenir notamment de la diminution de l'activité sexuelle et de la fécondabilité ou de l'augmentation de la mortalité intra-utérine au fur et à mesure qu'augmente la durée d'existence du couple. De toute façon, les résultats de cette analyse et de la précédente montrent que, même si la population rwandaise ne contrôle pas sa fécondité, la descendance d'un couple rwandais dépend non seulement de l'âge de la femme, mais aussi de la durée de l'union et de la fécondité déjà réalisée ¹.

L'impact du niveau d'instruction de la mère

Nous considérons trois catégories de niveau d'instruction : la mère analphabète, la mère alphabétisée qui a fréquenté l'école primaire uniquement et la mère qui a suivi un enseignement secondaire ou professionnel (y compris les écoles ménagères et familiales). Nous avons adopté ce découpage du niveau d'instruction en trois catégories pour respecter le seuil minimum de 80 naissances dans chacune des strates à comparer, notamment dans le groupe minoritaire des enfants nés de mères qui ont suivi un enseignement post-primaire. Pour mettre en évidence les effets de l'instruction sur l'espacement des naissances, nous avons éliminé de l'analyse les enfants qui sont morts avant la naissance de leurs cadets directs et ceux dont les parents ne vivaient plus ensemble au moment de l'enquête.

L'analyse du tableau 6 montre que les femmes qui n'ont pas dépassé l'école primaire se reproduisent au même rythme. Autrement dit, le fait de fréquenter l'école primaire ne semble

¹ Mineau et Trussel (1982) expliquent davantage l'impact de variables démographiques autres que l'âge de la femme sur la fécondité légitime.

TABLEAU 6 — Indices d'espacement des naissances successives selon le niveau d'instruction de la mère et la parité atteinte au début de l'intervalle intergénésique ^a

Niveau d'instruction de la mère		Analpha- bète	Alphabétisée à l'école primaire	A suivi un enseignement post-primaire
Parité atteinte				
<i>1</i>				
Effectif		1371	662	156
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,99	0,98	0,99
	Q ₁	21,91	22,33	16,79
	Q ₂	27,74	27,94	21,68
	Q ₃	36,29	35,31	27,85
	T	28,42	28,38	22,00
<i>2</i>				
Effectif		1365	505	137
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,99	0,99	0,96
	Q ₁	22,59	22,84	17,73
	Q ₂	26,63	29,02	23,88
	Q ₃	36,84	36,29	31,59
	T	29,17	29,29	24,27
<i>3 ou 4</i>				
Effectif		2336	696	114
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,98	0,99	0,97
	Q ₁	23,14	24,35	21,10
	Q ₂	29,33	29,61	26,65
	Q ₃	37,69	36,15	32,36
	T	29,87	29,93	26,69
<i>5 et +</i>				
Effectif		3110	686	66
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,92	0,93	—
	Q ₁	23,97	24,28	—
	Q ₂	30,47	30,36	—
	Q ₃	39,82	38,41	—
	T	31,18	30,85	—

a. Naissances vivantes survenues dans des unions non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête. Les classes vides correspondent aux strates de moins de 80 naissances dans l'échantillon des naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

pas, en soi, influencer l'espacement des naissances, même lorsque la femme rwandaise sait lire et écrire. Par contre, l'accès à l'enseignement post-primaire influe considérablement sur l'espacement de ces naissances, surtout sur les intervalles intergénésiques qui séparent les trois premières

naissances. En moyenne, comparées aux femmes qui n'ont pas dépassé l'école primaire, les femmes qui ont suivi un enseignement post-primaire raccourcissent leurs intervalles intergénéraliques de 6 mois entre les naissances du premier et du deuxième rang. Cependant, ce comportement propre aux femmes instruites perd de son intensité à mesure que la descendance atteinte au début de l'intervalle intergénéralique augmente.

L'impact de l'activité professionnelle des parents

Étant donné les effectifs, nous comparons trois catégories d'activité professionnelle : l'agriculture, le travail rémunéré des secteurs public et privé et les autres métiers non agricoles (le commerce, le ménage, l'artisanat et l'aide familiale non agricole). Pour mieux cerner l'impact de l'activité professionnelle sur l'espacement des naissances, nous n'avons retenu que les enfants nés dans des unions conjugales non encore rompues au moment de l'enquête et qui étaient en vie à la naissance de leurs cadets directs. Le regroupement des professions que nous avons retenu permet de réaliser des strates dont la taille est légèrement supérieure à 80 naissances parmi les enfants nés de femmes salariées dont le rang de naissance est inférieur à 5, à condition de regrouper ceux de rangs 3 et 4, car les femmes non paysannes restent très peu nombreuses au Rwanda.

L'activité professionnelle de la mère est le facteur qui différencie le mieux le comportement des couples rwandais en matière d'espacement des naissances successives (tableau 7). La profession de la mère crée entre les intervalles intergénéraliques des écarts beaucoup plus marqués que ceux que fait apparaître la stratification selon le niveau d'instruction (tableau 6).

En moyenne, les femmes rwandaises salariées réalisent leurs cinq premières naissances avec des intervalles intergénéraliques inférieurs à deux ans. Entre les naissances du premier et du deuxième rang, leur intervalle intergénéralique moyen (en termes de trimoyenne) descend même en-dessous de 20 mois. En moyenne, si on choisit les femmes paysannes comme référence, les femmes salariées raccourcissent leur premier intervalle intergénéralique de 9 mois et les autres femmes qui exercent des métiers modernes non agricoles le raccourcissent de 6,5 mois. En fait, avant d'atteindre la parité 5, les femmes salariées réalisent en moyenne des intervalles intergénéraliques raccourcis d'au moins 6 mois comparées aux femmes paysannes. Les femmes non salariées qui travaillent en dehors

TABLEAU 7 — Indices d'espacement des naissances successives selon l'activité professionnelle de la mère et sa parité atteinte au début de l'intervalle intergénérisque ^a

Activité de la mère		Paysanne	Non paysanne et non salariée	Salariée
Parité atteinte par la mère				
<i>1</i>				
Effectif		1977	114	98
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,98	0,97
	Q_1	22,12	16,69	15,25
	Q_2	27,85	21,33	18,17
	Q_3	35,98	27,89	26,30
	T	28,45	21,81	19,47
<i>2</i>				
Effectif		1812	109	86
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,94	0,94
	Q_1	22,79	17,13	17,01
	Q_2	28,85	23,46	20,96
	Q_3	36,72	27,95	28,36
	T	29,30	23,00	21,82
<i>3 ou 4</i>				
Effectif		2919	127	100
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,94	0,96
	Q_1	23,52	21,85	17,54
	Q_2	29,43	26,21	24,08
	Q_3	37,34	37,29	29,58
	T	29,93	27,89	23,82
<i>5 et +</i>				
Effectif		3709	111	48
Indices	${}_{120}Q_0$	0,92	0,86	—
	Q_1	24,10	22,65	—
	Q_2	30,52	25,92	—
	Q_3	39,46	31,75	—
	T	31,15	26,56	—

a. Naissances survenues dans des unions non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête. Les classes vides correspondent aux strates de moins de 80 naissances dans l'échantillon des naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

de l'agriculture réalisent un rythme de fécondité intermédiaire, mais nettement distinct de celui des femmes paysannes, surtout pour les trois premières naissances. De manière analogue à ce que nous avons observé pour le niveau d'instruction, le comportement propre aux femmes non paysannes en matière d'espacement des naissances perd de son intensité au fur et à mesure que la parité atteinte augmente.

TABLEAU 8 — Indices d'espacement des naissances successives selon l'activité professionnelle du père et la parité atteinte par la mère au début de l'intervalle intergénésiq^a

Activité du père		Paysan	Non paysan et indépendant	Salarié
Parité atteinte par la mère				
<i>1</i>				
Effectif		1727	269	187
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,97
	Q_1	22,13	21,85	16,94
	Q_2	27,98	27,23	22,33
	Q_3	36,20	34,42	29,09
	T	28,57	27,68	22,67
<i>2</i>				
Effectif		1580	255	167
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,98	0,98
	Q_1	22,83	21,75	19,97
	Q_2	28,85	28,56	24,92
	Q_3	36,88	35,81	31,59
	T	29,35	28,67	25,35
<i>3 ou 4</i>				
Effectif		2547	356	231
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,97	0,98
	Q_1	23,48	23,16	21,81
	Q_2	37,41	39,02	32,92
	Q_3	37,41	39,02	32,92
	T	29,97	30,41	27,24
<i>5 et +</i>				
Effectif		3202	392	247
Indices	${}_{120}Q_0$	0,93	0,90	0,88
	Q_1	24,05	24,06	24,15
	Q_2	30,64	30,14	27,99
	Q_3	39,91	37,74	36,28
	T	31,31	30,52	29,10

a. Naissances survenues dans des unions non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

De l'état de paysan à celui de salarié, la profession du père influence à la baisse les intervalles intergénésiques qui séparent ses enfants lorsqu'elle est contrôlée pour la parité atteinte par la mère au début de ces intervalles intergénésiques (tableau 8). Mais les effets de la profession du père sont moins marqués que ceux de la profession de la mère. Cependant, la comparaison des tableaux 7 et 8 impose des réserves. Il faut se rendre compte que ces tableaux présentent des estimations

faites à partir de données totalement différentes. Plusieurs hommes salariés ont des femmes qui travaillent la terre s'ils vivent en milieu rural, et dans certaines familles urbaines seul le mari a un travail rémunéré. Pour mieux cerner l'impact de la profession du père, il faudrait la contrôler pour la profession de la mère.

L'impact de l'urbanisation

En l'absence de mortalité de l'enfant et de dissolution de l'union des parents, les naissances sont moins espacées en ville qu'en milieu rural (tableau 9). La résidence en milieu urbain est associée à un raccourcissement des intervalles intergénérisiques, surtout avant que la mère vivant en milieu urbain au moment de l'enquête ait réalisé une descendance de 3 enfants. En moyenne, comparées à celles qui habitent à la campagne, les femmes qui résident dans les centre urbains raccourcissent de 6 mois les intervalles entre les naissances des deux premiers rangs et de 5 mois ceux qui séparent les naissances de rangs 2 et 3. Cette différence devient négligeable aux parités élevées. Par ailleurs, les approximations des probabilités d'agrandissement de la famille ($_{120}Q_0$) du tableau 9 laissent supposer que certaines femmes urbaines recourent à la limitation de leur fécondité lorsqu'elles atteignent des parités élevées. Cette tendance à la baisse de la probabilité d'accéder finalement à la parité supérieure depuis la parité atteinte de 2 naissances s'observe également chez les femmes qui ne travaillent pas la terre (tableau 7).

L'impact de l'appartenance ethnique

Le Rwanda est habité par trois ethnies (les Hutu, les Tutsi et les Twa) qui cohabitent entremêlées sur toute l'étendue du pays. Les femmes twa, extrêmement minoritaires (moins de 1 % de la population féminine ¹), sont quasi absentes dans l'échantillon de l'enquête. Nous nous limitons donc à la comparaison des comportements observés dans les deux ethnies majoritaires (les Hutu et les Tutsi). Comme précédemment, nous n'avons retenu dans cette analyse par stratification que les naissances survenues dans des unions conjugales qui ne s'étaient pas

¹ Au recensement de la population rwandaise, en août 1978, les Twa représentaient 0,98 % de la population (Bureau de recensement, 1978).

TABLEAU 9 — Indices d'espacement des naissances successives selon la nature du lieu de résidence de la mère et sa parité atteinte au début de l'intervalle intergénésiq^a

		Milieu de résidence	Milieu rural	Milieu urbain
Parité atteinte				
1				
Effectif			1960	229
Indices	${}_{120}Q_0$		0,99	0,99
	Q_1		22,10	17,01
	Q_2		27,86	22,00
	Q_3		35,94	28,83
	T		28,44	22,46
2				
Effectif			1804	203
Indices	${}_{120}Q_0$		0,99	0,97
	Q_1		22,76	19,00
	Q_2		28,83	23,65
	Q_3		36,66	30,81
	T		29,27	24,28
3 ou 4				
Effectif			2896	250
Indices	${}_{120}Q_0$		0,99	0,96
	Q_1		23,51	20,45
	Q_2		29,39	26,58
	Q_3		37,27	38,76
	T		29,89	28,09
5 et +				
Effectif			3625	237
Indices	${}_{120}Q_0$		0,92	0,89
	Q_1		24,10	22,39
	Q_2		30,53	27,03
	Q_3		39,45	44,07
	T		31,15	30,13

a. Naissances survenues dans des unions non encore rompues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

encore rompues au moment de l'enquête et qui ont échappé à la mortalité pendant la petite enfance.

Dans l'ensemble (tableau 10), les femmes tutsi réaliseraient des intervalles intergénésiques plus longs que les femmes hutu. De plus, les probabilités d'agrandissement de la famille seraient relativement faibles chez les femmes tutsi à toutes les parités. En d'autres termes, les femmes tutsi prises dans leur ensemble réaliseraient une fécondité relativement plus faible à

TABLEAU 10 — Indices d'espacement des naissances selon l'ethnie de la mère et sa parité atteinte ^a

Ethnie de la mère		Hutu	Tutsi
Parité atteinte			
<i>1</i>			
Effectif		1848	341
Indices	${}_{120}Q_0$	0,98	0,98
	Q_1	22,11	21,88
	Q_2	28,03	29,80
	Q_3	36,96	40,25
	T	28,78	30,43
<i>2</i>			
Effectif		1666	341
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,96
	Q_1	23,52	23,84
	Q_2	28,70	30,43
	Q_3	37,01	39,81
	T	29,48	31,13
<i>3 ou 4</i>			
Effectif		2681	456
Indices	${}_{120}Q_0$	0,98	0,96
	Q_1	23,37	24,65
	Q_2	29,46	30,72
	Q_3	37,74	41,02
	T	30,01	31,78
<i>5 et +</i>			
Effectif		3396	438
Indices	${}_{120}Q_0$	0,91	0,86
	Q_1	24,13	24,27
	Q_2	30,71	31,26
	Q_3	40,58	40,39
	T	31,53	31,80

a. Enfants nés pendant les dix dernières années précédant l'enquête, et dont les parents étaient encore en union.

un rythme de reproduction moins rapide comparées aux femmes hutu qui atteignent les mêmes parités. Les différences entre les deux ethnies en matière d'espacement des naissances successives seraient plus marquées lorsque les femmes n'ont pas encore atteint la parité 5 et elles disparaissent presque aux parités plus élevées. Avant d'atteindre cinq naissances, les femmes tutsi réaliseraient en moyenne des intervalles intergénéstiques de 1 1/2 mois plus longs que les femmes hutu. Par contre, les différences de probabilité d'agrandissement de la

famille sont moins marquées entre les femmes qui n'ont pas encore eu 5 naissances et elles deviennent plus importantes entre les deux ethnies aux parités supérieures à 5 naissances.

L'impact du type d'union conjugale

L'enquête de 1983 a distingué trois types d'unions conjugales : les unions légales, les unions coutumières et les unions de fait. Comme nous les avons définies antérieurement, les unions légales sont celles qui avaient été déclarées à l'état civil avant le début de leur consommation, les unions coutumières celles qui s'étaient formées après la remise de la dot mais sans être déclarées à l'état civil, et les unions de fait étaient des unions consensuelles dont les partenaires étaient reconnus comme mari et femme par leurs familles respectives, alors que la femme n'avait pas été dotée ou que l'union n'avait pas été déclarée à l'état civil. En fait, l'union légale ne diffère de l'union coutumière que par la ratification du contrat de mariage conclu entre les familles des deux partenaires devant l'officier de l'état civil. Ces deux types d'unions diffèrent fondamentalement de l'union de fait parce que cette dernière ne fait intervenir aucune alliance familiale pour se former. Le degré d'engagement des parents dans la formation de l'union peut être un facteur déterminant dans les relations qu'entretiennent les conjoints entre eux, avec leur belle-famille voire avec leur famille. Pour appréhender l'impact de ce contexte familial sur l'espacement des naissances, nous avons retenu dans l'analyse les enfants dont les parents étaient encore en union au moment de l'enquête et qui n'avaient pas subi la mortalité avant la naissance de leurs cadets directs.

Les résultats de cette analyse par stratification selon le type d'union des parents et la parité atteinte par la mère au début des intervalles intergénésiques (tableau 11) montrent que les femmes en union légale et celles qui sont en union coutumière se reproduisent au même rythme, avec une très légère tendance à l'augmentation en faveur des unions légales lorsque l'intervalle intergénésique commence à une parité élevée. Par contre, il apparaît que les femmes en union de fait auraient tendance à réaliser en moyenne des intervalles intergénésiques relativement plus longs. Si on considère les femmes qui sont à des parités inférieures à 5 naissances, les intervalles intergénésiques moyens réalisés par celles qui sont en union de fait seraient allongés de 1 à 2 mois comparés à ceux réalisés par les

TABLEAU 11 — Indices d'espacement des naissances selon la parité atteinte et le type d'union conjugale ^a

Type d'union		Légale	Coutumière	De fait
Parité atteinte				
<i>1</i>				
Effectif		995	398	790
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,98
	Q_1	21,57	20,88	23,27
	Q_2	27,50	27,32	29,42
	Q_3	35,74	36,82	40,37
	T	28,08	28,08	30,62
<i>2</i>				
Effectif		964	348	695
Indices	${}_{120}Q_0$	0,99	0,99	0,98
	Q_1	22,53	22,08	23,16
	Q_2	28,40	28,45	29,62
	Q_3	36,46	36,87	38,16
	T	28,95	28,96	30,14
<i>3 ou 4</i>				
Effectif		1722	540	875
Indices	${}_{120}Q_0$	0,98	0,97	0,96
	Q_1	23,30	23,15	24,24
	Q_2	29,86	28,87	30,77
	Q_3	37,86	36,45	39,56
	T	29,98	29,33	31,33
<i>5 et +</i>				
Effectif		2282	777	775
Indices	${}_{120}Q_0$	0,92	0,90	0,88
	Q_1	24,34	23,27	24,07
	Q_2	31,02	29,61	30,83
	Q_3	40,17	39,72	42,14
	T	31,64	30,55	31,97

a. Naissances survenues pendant les dix dernières années précédant l'enquête.

femmes en union légale ou coutumière. Ce comportement propre aux femmes en union de fait s'estompe lorsque les intervalles intergénésiques commencent à des parités très élevées (supérieures à 5). On peut penser que lorsque l'union de fait résiste aux difficultés d'intégration des premières années et parvient à durer longtemps, elle perd son caractère déviant pour devenir un mariage au même titre que l'union coutumière.

L'impact de l'appartenance à une union polygamique

La rareté des unions polygamiques dans l'échantillon ne permet pas de contrôler à la fois le nombre de coépouses de la mère et son rang dans l'union polygamique. À défaut de données sur la nuptialité du père, nous considérons dans cette analyse la nature de l'union de la mère en cours au moment de l'enquête pour les enfants dont les parents ne s'étaient pas encore séparés et qui avaient échappé à la mortalité avant la naissance de leurs cadets. Il faut se rendre compte que ce type de données n'est pas parfaitement adéquat pour l'analyse de l'effet de l'appartenance à une union polygamique, même si on néglige les inconvénients qui résultent du fait de contrôler uniquement le nombre de coépouses de la mère. Les enfants nés dans une union polygamique dont le père s'était déjà séparé de leur(s) marâtre(s) au moment de l'enquête sont considérés comme ayant vécu continuellement dans une union monogamique. Ceux dont les pères sont entrés en union polygamique longtemps après leur naissance sont considérés comme ayant vécu continuellement dans une union polygamique. D'où les réserves que nous émettons dans l'interprétation des résultats de cette analyse par stratification selon l'âge de la mère au début de l'intervalle intergénérationnel et son appartenance à une union polygamique.

Il ressort de l'analyse du tableau 12 que l'appartenance à une union polygamique n'influence pas sensiblement le rythme de reproduction de la femme au Rwanda, sauf peut-être chez les femmes d'âge avancé. Il se pourrait que les polygames rwandais aient tendance à délaisser leurs femmes plus âgées au profit des plus jeunes. L'analyse des approximations des probabilités d'agrandissement de la famille (${}_{120}q_0$) montre que les femmes en union polygamique réaliseraient en moyenne une fécondité de faible intensité. Cette tendance à un faible niveau de probabilités d'agrandissement de la famille parmi les femmes en union polygamique pourrait provenir du fait que certains polygames délaisseraient complètement certaines de leurs femmes et les gardent pour éduquer leurs enfants, mais aussi de la stérilité secondaire précoce de la première femme, qui amène le mari à entrer en union polygamique pour continuer à avoir des enfants, notamment lorsque le couple n'a pas eu la chance d'avoir un garçon qui devrait bénéficier de l'héritage.

TABLEAU 12 — Indices d'espacement des naissances selon l'appartenance de la femme à une union monogamique ou polygamique et son âge au début de l'intervalle intergénésique ^a

Âge de la mère		Mère en union monogamique	Mère en union polygamique
<i>Moins de 25 ans</i>			
Effectif		4007	690
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,99	0,99
	Q ₁	22,37	22,18
	Q ₂	27,86	27,25
	Q ₃	34,88	35,78
	T	28,25	28,01
<i>25-34 ans</i>			
Effectif		4060	941
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,97	0,95
	Q ₁	23,49	23,22
	Q ₂	29,86	28,80
	Q ₃	36,98	36,64
	T	29,80	29,37
<i>35 ans et +</i>			
Effectif		1237	269
Indices	¹²⁰ Q ₀	0,81	0,75
	Q ₁	24,07	24,76
	Q ₂	31,12	32,23
	Q ₃	40,84	42,22
	T	31,79	32,86

a. Enfants nés pendant les dix dernières années précédant l'enquête, et dont les parents étaient encore en union.

CONCLUSION

Cette analyse par la technique de la table d'éventualité a montré que la mortalité pendant la petite enfance et la dissolution des unions conjugales sont effectivement des phénomènes perturbateurs de l'espacement des naissances au Rwanda. Le décès d'un enfant non encore sevré entraîne l'arrêt de la pratique de l'allaitement au sein, qui met fin à son tour à l'effet d'inhibition de l'ovulation engendré par cette pratique. L'instabilité conjugale impose à la femme une période de non-exposition au risque de concevoir entre la date de la rupture de son union et celle de son entrée dans une nouvelle union, mais de plus elle perturbe la fréquence de ses rapports sexuels pen-

nant la longue période de malentendus et de disputes qui précède la dissolution d'une union conjugale au Rwanda.

L'intervalle intergénénesique augmente généralement avec la parité atteinte par la femme rwandaise, son âge et la durée de la vie commune avec son conjoint. Cependant, les femmes qui commencent leur activité de procréation tardivement se reproduisent plus rapidement et réalisent ainsi une récupération de leur fécondité perdue suite à l'ajournement de leur mariage. Ce comportement observé lorsqu'on contrôle les variables démographiques se confirme par le rythme de procréation très accéléré qui caractérise les femmes modernes. En effet, le niveau d'instruction, la nature du lieu de résidence et surtout l'activité professionnelle d'une femme sont des facteurs qui différencient le rythme de procréation dans la société rwandaise, et l'intensité de leurs effets diminue au fur et à mesure que la parité à laquelle commence l'intervalle intergénénesique augmente. Sans créer des différences aussi marquées que celles qui sont engendrées par ces indicateurs individuels de modernité (notamment l'activité professionnelle), l'ethnie et le type d'union conjugale influencent l'intervalle intergénénesique lorsqu'on considère les femmes rwandaises qui commencent celui-ci à la même parité.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BOERMA, J. T., et H. A. W. VAN VIANEM, 1984. «Birth Interval, Mortality and Growth in a Rural Area in Kenya», *Journal of Biosocial Science*, 16 : 475-486.
- BUMPASS, L., R. RINDFUSS et J. PALMORE, 1986. «Determinants of Korean Birth Intervals: The Confrontation of Theory and Data», *Population Studies*, 40, 3 : 403-423.
- BUREAU DE RECENSEMENT (République rwandaise), 1978. *Recensement général de la population et de l'habitat*, volumes 1, 2, 3, 4 et 5.
- CARAEL, M., 1979. «Espacement des naissances, nutrition et écologie au Kivu (Zaïre)», *Population et famille*, 47, 2 : 81-99.
- FEENEY, G., et J. A. ROSS, 1984. «Analysing Open Birth Interval Distributions», *Population Studies*, 38 : 473-478.
- GRAY, R. H., 1981. «Birth Intervals, Postpartum Sexual Abstinence and Child Health», dans PAGE et LESTHAEGHE : 93-109.
- HOBBCRAFT, J., et H. MCDONALD, 1984. *Birth Intervals*. «WFS Comparative Studies», no 28 ¹.

¹ World Fertility Survey : International Statistical Institute, 428 Prinses Beatrixlaan, P. O. Box 950, 2270 AZ Voorburg, Netherlands.

- ILINIGUMUGABO, Aloys, 1989. *Espacement des naissances au Rwanda : niveaux, causes et conséquences*. Louvain-La-Neuve, Institut de démographie, Éditions universitaires CIACO Éditeur, 243 p.
- MINEAU, G. P., et T. J. TRUSSEL, 1982. «A Specification of Marital Fertility by Parent's Age, Age at Marriage and Marital Duration», *Demography*, 19, 3 : 335-350.
- MOSLEY, W. H., et al., 1982. *The Dynamics of Birth Spacing and Marital Fertility in Kenya*. «WFS Scientific Reports», no 30.
- ONAPO (Office national de la population) (République rwandaise), 1985. *Enquête nationale sur la fécondité. Rwanda 1983*, vol. I, *Analyse des résultats*. 426 p.
- PAGE, H. J., et R. LESTHAEGHE, éd., 1981. *Child-Spacing in Tropical Africa. Traditions and Change*. Londres, Academic Press, 332 p.
- PAGE, H. J., R. J. LESTHAEGHE et I. H. SHAH, 1982. *Illustrative Analysis: Breast-Feeding in Pakistan*. «WFS Scientific Reports», no 37, 84 p.
- RODRIGUEZ, G., et H. N. HOBBCRAFT, 1980. *Illustrative Analysis: Life Table Analysis of Birth Intervals in Colombia*. «WFS Scientific Reports», no 16.
- RODRIGUEZ, G., H. HOBBCRAFT, H. MCDONALD, J. MENKEN et J. TRUSSEL, 1984. *A Comparative Analysis of Determinants of Birth Intervals*. «WFS Comparative Studies», no 30.
- SCHOENMAECKERS, R., 1984. *The Onset of Change in Fertility Behaviour in Kenya: A Birth Interval Analysis with the Use of a Relational Hazard Model*. Vrije Universiteit Brussel, thèse de Ph. D. inédite.
- SHEPS, M. C., J. A. MENKEN, R. J. CLARE et J. W. LINDER, 1972. «Truncation Effect in Closed and Open Birth Interval Data», *Journal of the American Statistical Association*, 65 : 678-693.
- SMITH, D. P., 1980. *Life Table Analysis*. «WFS Technical Bulletins», no 6.
- SRINIVASAN, K., 1980. *Birth Interval Analysis in Fertility Surveys*. «WFS Scientific Reports», no 7.
- TABUTIN, D., éd., 1988. *Population et sociétés en Afrique au sud du Sahara*. Paris, L'Harmattan, 551 p.

RÉSUMÉ — SUMMARY — RESUMEN

ILINIGUMUGABO Aloys — LA VARIATION DES INTERVALLES INTERGÉNÉSIQUES AU RWANDA

Après une brève présentation des données et de la méthodologie, l'auteur montre que les femmes rwandaises qui commencent leur activité de procréation tardivement se reproduisent plus rapidement et réalisent ainsi une récupération de leur fécondité perdue suite à l'ajournement de leur mariage. Ce comportement observé lorsqu'on contrôle l'âge et la parité atteinte se confirme par le rythme de procréation très accéléré qui caractérise les femmes modernes. Ainsi, le niveau d'instruction, la nature du lieu de résidence et surtout l'activité professionnelle d'une femme sont les facteurs qui différencient le rythme de procréation dans la société rwandaise. Sans créer des différences aussi marquées que celles engendrées par ces indicateurs de modernité, l'ethnie et le type d'union conjugale affectent l'intervalle intergénésiatique lorsqu'on considère les femmes rwandaises qui commencent celui-ci à la même parité.

ILINIGUMUGABO Aloys — BIRTH INTERVAL DIFFERENTIALS IN RWANDA

After a brief presentation of the data and methodology, the article shows that women in Rwanda who begin their reproduction period later eventually recuperate lost fertility due to late marriage. This behavior is confirmed when age and parity are introduced as control variables. Education, residence and women's economic activities are the main factors differentiating the rhythm of procreation among Rwanda women. Although less important, ethnicity and type of union also influence birth intervals.

ILINIGUMUGABO Aloys — VARIACION DE LOS INTERVALOS INTERGENÉSICOS EN RUANDA

Tras una breve presentación de datos y metodología, el autor demuestra que las mujeres de Ruanda que inician tardíamente su actividad reproductiva se reproducen más rápidamente, y por lo tanto recuperan la fecundidad perdida al retrasar su matrimonio. Esta actitud se observa al controlar la edad y la paridad, y puede confirmarse gracias al ritmo acelerado de procreación de las mujeres modernas. El nivel de instrucción, el tipo de lugar de residencia y, sobre todo, la actividad profesional femenina son los factores que determinan el ritmo de procreación en la sociedad de ese país. La raza y el tipo de unión conyugal, sin causar diferencias importantes como las de este tipo de indicadores de modernidad, afectan el intervalo intergenésico si se toma en cuenta a las mujeres que lo inician con la misma paridad.