

16778



NATIONS UNIES
COMMISSION ECONOMIQUE POUR L'AFRIQUE

**ANALYSE DES INTERVALLES DE NAISSANCES
PAR LA TECHNIQUE DE LA TABLE D'EVENTUALITE
(LIFE TABLE) A L'AIDE D'EXEMPLES EMPRUNTES
A CERTAINS PAYS AFRICAINS**

Septembre 1990
Addis-Abeba

16778

ECA/POP/TP/90/2 [2.1 (a)]
Septembre 1990

COMMISSION ECONOMIQUE POUR L'AFRIQUE
DIVISION DE LA POPULATION

ANALYSE DES INTERVALLES DE NAISSANCES PAR
LA TECHNIQUE DE LA TABLE D'EVENTUALITE (LIFE TABLE)
A L'AIDE D'EXEMPLES EMPRUNTES
A CERTAINS PAYS AFRICAINS

TABLE DES MATIERES

I	INTRODUCTION	1
II	QUALITE DES DONNEES ET PROBLEMES LIES A LEUR UTILISATION	2
	2.1 Qualité des données utilisées	2
	2.1.1 Déclaration de la date de naissance	3
	2.1.2 Déclaration de la date de mariage	3
	2.1.3 Déclaration des naissances	4
	2.2 Problèmes liés à la nature des données	5
III.	TECHNIQUE DE LA TABLE D'EVENTUALITE	8
	3.1 Construction de tables d'éventualité par rang de naissance	8
	3.2 Choix des indices résumés	13
	3.2.1 Mesure synthétique de l'intensité de la fécondité	14
	3.2.2 Mesure synthétique du calendrier de la fécondité	14
IV.	APPLICATION AUX DONNEES ET INTERPRETATION DES RESULTATS	15
	4.1 Indices d'identité et de calendrier de la fécondité	16
	4.2 Effet de l'âge sur l'intensité et le calendrier de la fécondité	18
	4.3 Transitions dans les modèles de fécondité	22
V.	CONCLUSION	25
	BIBLIOGRAPHIE	28

INTRODUCTION

L'étude correspond à l'élément du programme 2.1 (a) de la Division de la Population pour l'exercice biennal 1990-91. Elle est illustrative puisqu'il s'agit de présenter la procédure d'application de la technique de la table d'éventualité (life table) à l'analyse des intervalles de naissances, lorsque l'on dispose de données sur l'histoire génésique des femmes fournie par une enquête rétrospective.

L'analyse des intervalles génésiques permet d'étudier le comportement des femmes en matière de procréation et d'identifier les facteurs susceptibles de déterminer l'échelonnement des naissances. Elle permet en effet de suivre pas à pas le processus de constitution de la famille à travers les étapes successives suivantes :

- premier intervalle de naissances : intervalle entre le mariage et la naissance du premier enfant ;
- deuxième intervalle de naissances : intervalle entre la naissance du premier et du deuxième enfant;
- troisième intervalle de naissances : intervalle entre la naissance du deuxième et du troisième enfant.

Le processus se poursuit ainsi jusqu'à la constitution de la descendance finale. Il s'agira alors de décrire le modèle de fécondité ainsi observé, en termes d'intensité et de calendrier, et d'en étudier les tendances. Ceci revient à la détermination des deux variables suivantes :

1. Le risque d'augmenter sa parité, P_i (Parity progression ratio) qui fournit, pour un rang de naissance donné, la proportion de femmes qui vont accéder à la parité supérieure, donc qui vont avoir un enfant supplémentaire. Cette variable mesure l'intensité de la fécondité ou la probabilité d'occurrence de la $n+1$ ème naissance vivante.

2. La durée moyenne des intervalles de naissances, D_i , c'est à dire le temps que mettent les femmes pour avoir l'enfant supplémentaire. Cette variable apparaît comme une mesure synthétique de l'échelonnement des naissances ou du calendrier de la fécondité.

Les indicateurs P_i et D_i peuvent varier dans le temps, d'une génération à l'autre, selon l'âge au mariage et/ou selon l'âge à la maternité. L'analyse détaillée des effets d'âge, de génération et de période sur le processus d'agrandissement des familles permettra de déceler toute transition dans le modèle de fécondité et d'en déterminer les causes.

L'analyse des intervalles intergénésiques est simple lorsque l'échantillon étudié est composé de femmes ayant terminé leur vie féconde. Dans ce cas, puisque toutes les femmes ont constitué leur descendance, les variables P_i et D_i sont respectivement dérivées de la répartition des femmes selon le nombre d'enfants et de la distribution des intervalles intergénésiques, selon le rang de naissance.

La situation est plus complexe lorsqu'il s'agit d'une enquête fécondité classique où l'échantillon est constitué de femmes en âge de procréer, donc à des étapes différentes de leur vie féconde. L'enquête n'ayant couvert qu'une partie de la vie génésique des femmes encore fécondes au moment de l'interview, les informations dont nous disposons sont celles connues à la date de l'enquête. On ignore combien de femmes auront plus tard un enfant supplémentaire et le temps que cela leur prendra. D'où le problème de ne plus être capable de calculer directement les P_i et D_i du fait que les données sur l'histoire génésique des femmes sont incomplètes.

La technique de la table d'éventualité (Smith, 1980 ; Rodriguez et Hobcraft, 1980 ; Srinivasan, 1980) permet de calculer indirectement, à partir de l'expérience partielle d'une cohorte, le risque d'augmenter sa parité ou probabilité d'occurrence de la $n + 1$ ème naissance vivante (P_i) et la durée moyenne des intervalles intergénéraliques (T_i)¹. Elle permet d'étudier en détail le processus d'agrandissement des familles, d'identifier l'effet de certains facteurs et de déterminer les tendances de la fécondité sans passer par les mesures conventionnelles telles que la parité moyenne ou les taux de fécondité.

L'étude sera basée sur les données des enquêtes fécondité réalisées au Cameroun, au Kenya et au Sénégal dans le cadre du programme Enquête mondiale sur la fécondité (EMF). Un tel choix est justifié par les considérations suivantes :

- les trois pays ont beaucoup de similitudes en matière de nuptialité et de fécondité (précocité de l'âge au mariage, pratique de la polygamie, attitude pronataliste des populations)

- les trois enquêtes ont été réalisées au cours de la même année (1978). Ceci permettra de comparer plus facilement les tendances observées dans l'évolution des niveaux de fécondité.

L'étude sera structurée autour des chapitres suivants. A la suite de ce chapitre introductif, nous traiterons des problèmes liés à la nature et à la qualité des données utilisées (chapitre II). Nous présenterons ensuite la construction des tables d'éventualité par rang de naissance (chapitre III). La technique sera ensuite appliquée aux données des trois pays étudiés et nous essaierons d'interpréter les résultats obtenus (chapitre IV). Le dernier chapitre fera la synthèse de l'étude et débouchera sur quelques recommandations (chapitre V).

II. QUALITE DES DONNEES ET PROBLEMES LIES A LEUR UTILISATION

2.1 Qualité des données utilisées

L'analyse des intervalles de naissances utilise trois types d'informations : la date de naissance de la femme, la date du premier mariage et la date de naissance des enfants. La majorité des pays africains ne disposant pas encore d'un système d'enregistrement complet des faits d'état-civil, ont toujours recours aux enquêtes démographiques pour collecter ces trois types d'informations. Toutefois, du fait d'une connaissance imparfaite des dates des événements par les personnes interrogées, il en résulte des approximations d'autant plus imprécises que l'on remonte dans le temps. Ces mauvaises déclarations peuvent altérer gravement la valeur des indices démographiques, ceux-ci étant très liés à la structure par âge.

L'objet de cette section n'est pas de procéder à une évaluation détaillée de la qualité des données utilisées. Une telle évaluation a été déjà faite ailleurs et nous nous contenterons ici d'en rappeler les principales conclusions.²

¹ - David P.S. Smith. Life Table Analysis. WFS Technical Bulletins. N° 6/TECH. 1365

- German Rodriguez and John N. Hobcraft. Illustrative Analysis : Life Table Analysis of Birth Intervals in Colombia. WFS Scientific Reports N° 16. May 1980.

- Srinivasan K. Birth Interval Analysis in Fertility Surveys. WFS Scientific Reports N° 7, 1980

² United Nations, Department of International Economic and Social Affairs (1978). A Comparative Evaluation of Data Quality in Thirty-Eight World Fertility Surveys

2.1.1 Déclaration de la date de naissance

L'observation directe des courbes de la structure des âges permet de déceler les principales distorsions. Elle montre que le phénomène d'attraction des âges reste encore relativement important dans les pays étudiés, bien que l'attraction vers les âges ronds (âges se terminant par 0 ou 5) semble moins prononcée au Sénégal.

L'indice de Myers, qui réalise une mesure synthétique des attractions et répulsions à tous les âges, est calculé pour les femmes de l'enquête individuelle, s'établit ainsi à 15.4 au Cameroun, 7.6 au Kenya et 3.7 au Sénégal. Ces mauvaises déclarations sont dues au fait que l'âge a été estimé pour la plupart des femmes interrogées, peu d'entre elles ayant été capables d'indiquer la date exacte de leur naissance. Les pourcentages de femmes ayant pu indiquer le mois et l'année de leur naissance étaient les suivants : 28 p. 100 au Cameroun, 34 p. 100 au Kenya et 38 p. 100 au Sénégal.

L'évaluation des données a également montré que des glissements d'effectifs de femmes ont affecté la qualité des données collectées. C'est ainsi qu'au Cameroun, on a noté des transferts vers 30, 35 et 39 ans et surtout vers 50-54 ans. Il en résulte ainsi un biais de sélection dans les groupes d'âge les plus élevés, les femmes les plus fécondes ayant été transférées par les enquêteurs à des âges supérieurs à la limite d'éligibilité pour l'enquête individuelle, échappant donc totalement à l'enquête fécondité.

Au Kenya, il semble que les mauvaises déclarations sur les âges aient baissé les estimations des indices de fécondité pour les femmes âgées de 15 à 24 ans tandis qu'au Sénégal, on a noté une surestimation de la fécondité de la cohorte 30-34 ans, résultant d'erreurs dans la détermination de l'âge des mères, erreurs sélectives sur leur parité et/ou situation matrimoniale.

2.1.2 Déclaration de la date du mariage

La date du premier mariage concernait l'échantillon des femmes non célibataires qui étaient au nombre de 7073 au Cameroun, 6241 au Kenya et 3472 au Sénégal. Toutes les femmes concernées n'ont pu indiquer la date exacte de leur premier mariage. C'est ainsi que les pourcentages de femmes ayant déclaré le mois et l'année du premier mariage étaient de 21 p. 100 au Cameroun, 69 p. 100 au Kenya et au Sénégal. Les autres ont déclaré soit seulement l'année du premier mariage, soit le nombre d'années écoulées depuis le premier mariage. Il s'en est suivi un certain nombre de mauvaises déclarations, particulièrement parmi les femmes âgées qui ont eu tendance à "oublier" le premier mariage ou à déplacer la date de ce mariage à des périodes plus récentes.

La répartition des femmes non célibataires selon la durée du mariage est caractérisée par des concentrations d'effectifs à des durées spécifiques dans les 3 pays. Au Cameroun, on a ainsi noté des perturbations sur l'allure de la courbe qui indiquait une tendance très irrégulière à la baisse des effectifs au cours des 35 dernières années. Au Kenya, le déficit de mariages constaté 2 ans avant l'enquête serait le résultat des transferts effectués vers la date de l'enquête ou à des durées antérieures (en particulier 4 ans avant l'enquête). Au Sénégal, on a relevé un nombre anormalement élevé de premiers mariages contractés au cours des cinq dernières années par rapport à la date de l'enquête.

Les trois enquêtes ont par ailleurs fourni des données rétrospectives sur les mariages à partir desquelles il a été possible de reconstituer la situation matrimoniale des femmes et de la comparer avec celle déterminée à partir des enquêtes et recensements précédents. Cette comparaison a permis de déceler les biais suivants dans les trois pays.

1°/ La tendance qu'ont eue les enquêteurs à vieillir les jeunes femmes mariées et à rajeunir les femmes âgées mais non mariées. Ce phénomène s'est traduit par un transfert des femmes mariées vers les âges élevés.

2°/ La tendance qu'ont eue les femmes à mettre en relation le mariage et la venue des naissances vivantes. Il semble que certaines femmes (généralement âgées) n'ayant pas voulu déclarer des naissances illégitimes, aient indiqué qu'elles étaient déjà mariées à la venue de ces naissances.

En résumé, certaines erreurs de déclaration sur l'âge (vieillesse des femmes mariées) ou sur la situation matrimoniale (jeunes femmes divorcées ou veuves se déclarant célibataires) sont susceptibles d'affecter la répartition des femmes selon la situation matrimoniale et de perturber les changements dans le modèle de nuptialité.

2.1.3 Déclaration des naissances

La qualité des données relatives aux naissances a été affectée par trois types d'erreurs : méconnaissance de la date exacte de naissance des enfants, déplacement de cette date vers d'autres périodes, omissions d'enfants nés vivants.

La date de naissance des enfants a été ainsi déclarée en mois et en années pour 41 p. 100 des naissances au Cameroun, contre 75 p. 100 au Kenya et 99 p. 100 au Sénégal. Le pourcentage exceptionnellement élevé observé au Sénégal est dû au fait que les enquêteurs ont systématiquement estimé le mois de naissance qui correspondait au mois médian du trimestre déterminé sur le graphique. Ceci ne reflète donc nullement une meilleure connaissance de la date de naissance des enfants au Sénégal.

Les données présentées au tableau 1 ci-dessous indiquent une hausse de la fécondité de la cohorte 15-24 au Cameroun, de l'ordre de 12 p. 100 au cours des quinze dernières années. Cette hausse a été imputée au recul de la stérilité primaire, à la baisse de la mortalité intra-utérine et à l'amélioration de l'état nutritionnel. Les tendances contradictoires de la fécondité des cohortes 25-29, 30-34 et 35-39 entre les trois périodes les plus récentes sont par contre difficilement acceptables et reflètent probablement les déplacements de la date de naissance des enfants et les mauvaises déclarations sur l'âge de la mère.

Tableau 1 Evolution des taux de fécondité par cohorte selon l'âge à la maternité à la fin de chaque période

Age à la maternité	Pourcentage de changement d'une période à l'autre								
	C A M E R O U N			K E N Y A			S E N E G A L		
	5-9	10-14	10-14	5-9	10-14	10-14	5-9	10-14	10-14
	- à 0-4	à 5-9	à 0-4	à 0-4	à 5-9	à 0-4	à 0-4	à 5-9	à 0-4
15-19	-5.1	-6.6	-12.0	10.1	5.3	14.8	0.5	10.4	10.2
20-24	-3.1	-9.6	-13.0	3.0	6.1	9.0	1.9		
25-29	1.8	-18.0	-15.9	1.4	0.3	1.1	-7.4	-4.4	-12.2
30-34	-5.3	5.4	0.5	9.5	6.8	15.6	5.0	4.5	9.2
35-39	-14.8	-46.8	-0.3	11.9	-1.5	10.6	7.9	7.9	18.6
40-44	-9.2	-	-	1.2	-	-	24.5		

Source: CEA (1985) - Niveaux, tendances, facteurs de la fécondité au Cameroun, au Kenya et au Sénégal

Au Kenya, la baisse de la fécondité à 25-29 ans semble anormalement faible par rapport aux pourcentages de baisse observés pour la cohorte 30-34. Le phénomène des déplacements de la date de naissance des enfants en serait la principale cause.

Au Sénégal les cohortes les plus vieilles auraient enregistré une baisse régulière de leur fécondité au cours des dix dernières années. Ceci serait en contradiction totale avec la théorie de la transition démographique selon laquelle la baisse de la fécondité commence d'abord chez les jeunes générations et n'affecte les générations les plus âgées que de façon progressive.

Les omissions d'enfants nés vivants peuvent être décelées à partir de la distribution du nombre moyen d'enfants selon l'âge de la mère. En effet, en l'absence d'une hausse de la fécondité dans le passé, le nombre moyen d'enfants nés vivants devrait augmenter régulièrement avec l'âge des mères. Toute perturbation serait le reflet des mauvaises déclarations. Les données collectées indiquent que le nombre d'enfants augmente régulièrement avec l'âge jusqu'à 30 ans au Cameroun, 35 ans au Sénégal et 40 ans au Kenya. Les omissions semblent avoir affecté les données au-delà de ces âges où l'on note une diminution du nombre d'enfants déclarés.

En conclusion, malgré l'amélioration de la qualité des données collectées avec l'Enquête mondiale sur la fécondité, il subsiste encore des erreurs qui affectent la qualité des données, erreurs liées principalement aux méthodes de collecte, à la déclaration de l'âge des individus et de la durée des événements, mais aussi à la formation des enquêteurs.

2.2 Problèmes liés à la nature des données

Une enquête retrospective sur l'histoire génésique des femmes en âge de procréer engendre deux types d'intervalles intergénésiques : les intervalles intergénésiques ouverts et les intervalles intergénésiques fermés. On considère comme intervalle ouvert la durée écoulée depuis la dernière naissance vivante. L'intervalle fermé est constitué par l'intervalle borné par deux naissances vivantes.³

³ Pour les femmes enceintes au moment de l'enquête, l'intervalle fermé est constitué par la date de la dernière naissance vivante et celle de l'accouchement présumé.

L'enquête n'ayant couvert qu'une partie de la vie génésique des femmes encore fécondes au moment de l'interview, elle intervient donc en plein milieu des intervalles ouverts. Les informations dont nous disposons sont alors incomplètes puisqu'elles ne permettent de reconstituer la vie génésique de ces femmes que jusqu'à la date de l'enquête. Ainsi du fait de la nature même des données, il est impossible d'identifier les intervalles inter-génésiques ouverts qui finiront par se fermer et à fortiori d'en déterminer la durée. Il en résulte deux types de problèmes que nous présentons brièvement ci-dessous à savoir : le biais de sélection et les effets de troncature.

Un biais de sélection des femmes plus fécondes est susceptible d'être introduit dans l'analyse des intervalles intergénéraliques fermés si l'on ne tient pas compte de ceux qui sont encore ouverts au moment de l'enquête. En effet, la probabilité d'occurrence de la $n+1$ ème naissance ne pouvant être déterminée que pour les femmes de la cohorte considérée et ayant atteint la parité n ou plus, il en résulte que les femmes les plus fécondes de la cohorte auront plus de chance d'être représentées dans un tel échantillon. Or les femmes les plus fécondes ne sont probablement pas représentatives de leur cohorte puisqu'elles présentent souvent certaines particularités (faible niveau d'instruction, revenu plus bas, vivant plutôt en zones rurales qu'en zones urbaines, etc...).

Les effets de troncature, pour leur part, sont dûs à la date de l'enquête qui survient en pleine période de procréation chez les femmes encore fécondes. Si l'on reprend en effet l'exemple précédent, on ne peut pas savoir si les femmes de la cohorte qui ont atteint la parité n à la date de l'enquête, donc représentées dans le sous-échantillon des femmes qui va permettre de déterminer le risque d'accéder à la parité supérieure, vont précisément atteindre la parité $n+1$. L'intervalle peut être fermé après l'enquête par la naissance du $n+1$ ème enfant comme il peut rester définitivement ouvert dans la mesure où certaines femmes ayant atteint la parité n ne vont plus procréer (cas de stérilité secondaire ou de ménopause après la date de l'enquête).

La technique de la table d'éventualité permet de résoudre ces deux types de problèmes liés à la nature des données.

Les effets de troncature résultent en fait des durées différentes d'exposition au risque d'accéder à la parité $n+1$ pour les femmes ayant atteint la parité n à la date de l'enquête. En effet, le risque d'augmenter sa parité de n à $n+1$ après x mois d'attente de la naissance du $n+1$ ème enfant, dépend de la durée entre la date de l'enquête et la date de naissance du n ème enfant. Prenons l'exemple concret suivant pour illustrer la situation. On veut par exemple calculer la probabilité d'occurrence de la 3ème naissance vivante. Cette probabilité ne peut être déterminée que pour les femmes qui ont eu 2 enfants au moins. Considérons un premier cas où une femme A est enquêtée 3 mois après la naissance du 2ème enfant. La probabilité serait probablement nulle puisque la femme n'aura été exposée au risque que sur une durée de 3 mois. Il est pratiquement impossible d'avoir un 3ème enfant, 3 mois après la naissance du 2ème enfant. La situation est très différente dans un second cas où une femme B est interviewée 3 ans après la naissance du 2ème enfant. Dans ce cas, si la naissance du 3ème enfant est survenue au bout de deux ans et demi par exemple, la durée d'exposition au risque d'accéder à la parité 3 aura été plus longue pour la femme B que pour la femme A puisqu'elle est cette fois-ci de 21 mois environ.⁴ L'enquête intervient en réalité 6 mois après la naissance du 3ème enfant de la femme B, ce qui donne une durée d'exposition au risque d'obtenir un 4ème enfant égale à 6 mois pour la femme B à la date de l'enquête.

⁴ En effet si la naissance survient au bout de 2 ans et demi ceci correspond à une durée de 30 mois après l'enquête. Si l'on retranche les 9 mois de la grossesse la durée d'exposition au risque de concevoir le 3ème enfant sera égale à 21 mois.

La technique de la table d'éventualité permet justement d'étudier le risque d'accéder à la parité supérieure à partir des expériences de durées différentes d'exposition au risque d'augmenter sa parité. La technique permet en effet de fusionner les intervalles intergénésiques fermés et ouverts dans un même calcul pour estimer la distribution des risques d'accéder à la parité supérieure selon la durée d'exposition au risque. Elle permet de pallier aux effets de troncature dus à la date de l'enquête qui coupe les intervalles intergénésiques.

Quant au biais de sélection, il peut être neutralisé lorsque l'on introduit dans l'analyse des variables de contrôle telles que l'âge des femmes au début de chaque intervalle de naissance et en construisant des tables d'éventualité selon cet âge pour chaque rang de naissance. Revenons aux exemples précédents pour déterminer la probabilité d'occurrence de la 3ème naissance vivante. Au lieu de prendre comme échantillon de base pour le calcul l'ensemble des femmes qui ont eu 2 enfants au moins, nous allons cette fois-ci introduire l'âge à la naissance du 2ème enfant comme variable de contrôle. Ceci revient à prendre en considération l'âge de la femme au début de l'intervalle. Ainsi :

- pour le premier intervalle intergénésique (intervalle entre le premier mariage et la première naissance vivante) il s'agira de l'âge au premier mariage:

- pour le 2ème intervalle (entre la 1ère et la 2ème naissance vivante) de l'âge à la 2ème naissance vivante;

- pour le 3ème intervalle, comme c'est le cas dans notre précédent exemple, c'est à dire de l'intervalle entre la 2ème et la 3ème naissance vivante, il s'agira alors de l'âge de la mère à la naissance du 2ème enfant. On verra par exemple qu'au Cameroun, les quatre catégories d'âge à la 2ème naissance vivante qui serviront de variables de contrôle sont les suivantes : 18 ans, 18-20 ans, 21-22 ans, 23 ans et plus.

Le principe consiste à construire des tables d'éventualité, séparément pour chacune de ces 4 catégories d'âge pour les femmes ayant eu au moins deux enfants. L'introduction de cette variable de contrôle permet de neutraliser le biais de sélection dans l'analyse des données relatives aux 4 catégories d'âges ou aux 4 cohortes ainsi déterminées. En effet, les femmes identifiées dans chaque cohorte constitueront probablement un groupe plus homogène avec une même intensité et un même calendrier de leur fécondité et seront ainsi représentatives de l'ensemble de la cohorte. On peut donc estimer pour chacune des quatre cohortes, la probabilité d'occurrence de la 3ème naissance vivante après x mois d'attente de cette naissance.

Il est possible d'utiliser d'autres variables de contrôle telles que la durée écoulée du premier mariage au début de l'intervalle ou la durée écoulée depuis la naissance du premier enfant jusqu'au début de l'intervalle considéré. Ainsi, au lieu de construire des tables d'éventualité par âge à la maternité au début de l'intervalle, on les construira ici par durée écoulée depuis le premier mariage (ou depuis la première naissance vivante). Le principe reste donc le même et nous présentons à présent en détail la technique de construction d'une table d'éventualité.

III. TECHNIQUE DE LA TABLE D'EVENTUALITE

La technique de construction d'une table d'éventualité a été exposée en détail par Smith (1980).⁵ Rodriguez et Hobcraft ont appliqué la technique en construisant des tables d'éventualité abrégées par rang de naissance à partir des données de l'enquête fécondité de la Colombie réalisée dans le cadre de l'Enquête mondiale sur la fécondité.⁶ Nous nous baserons sur ces deux documents pour présenter dans ce chapitre les étapes de la construction d'une table d'éventualité par rang de naissance et le choix des indices résumant les informations contenues dans une telle table.

3.1 Construction de tables d'éventualité par rang de naissance

Il s'agit de construire une table d'éventualité pour chaque évènement considéré (entrée en mariage, survenance de la première naissance vivante, survenance de la deuxième naissance vivante, etc...). Avant d'appliquer la technique aux données des trois pays, nous allons présenter, ci-dessous, la méthode de calculs de la table d'éventualité pour la première naissance vivante en utilisant nos propres données. La méthode de calculs sera la même pour les autres intervalles intergénéraliques.

Le tableau 2 ci-dessous donne le modèle d'une table d'éventualité pour la survenance de la première naissance vivante et les calculs nécessaires à l'élaboration d'une telle table.

Etant donné qu'il s'agit de l'intervalle entre le premier mariage et la première naissance vivante, l'échantillon de base pour le calcul de la probabilité d'occurrence de la première naissance vivante sera constitué des femmes non célibataires, c'est à dire celles qui ont été mariées au moins une fois. Ainsi on commence à procéder, au Tableau 2, à la répartition des femmes non célibataires selon la durée d'exposition au risque d'avoir le premier enfant et la nature de l'évènement.

La durée d'exposition correspond ici à la durée de l'intervalle entre la date du premier mariage et la date de la première naissance vivante. Au Tableau 2, colonne 1, la durée d'exposition est découpée en intervalles de 3 mois, intervalles notés $i, i+n$ où i est la durée en mois exacts et n la longueur de l'intervalle. Pour les commodités du calcul, les naissances pré-nuptiales seront considérées comme survenues à la durée 0.

La nature de l'évènement est une variable indiquant si l'exposition est interrompue par la première naissance vivante et/ou par l'interview (colonnes 3 à 5 du Tableau 2). La colonne 3 indique le nombre de femmes dont l'exposition est interrompue par l'interview, donc qui n'ont pas eu le premier enfant au cours de la période d'exposition. La colonne 2 donne le nombre de femmes qui ont d'abord eu le premier enfant dans l'intervalle mais dont l'exposition est par la suite interrompue par l'interview. Dans ces 2 cas notés ${}_n C_i$ au Tableau 2, la date de l'enquête se situe dans l'intervalle $i, i+n$. Tel n'est pas le cas à la colonne 5 où on a le nombre de femmes qui ont leur premier enfant dans l'intervalle $i, i+n$ et qui seront interviewées plus tard c'est à dire dans un autre intervalle d'exposition (cas noté ${}_n E_i$). Les chiffres inscrits aux colonnes 3, 4 et 5 sont des données observées puisqu'il s'agit du nombre d'évènements (interview et/ou première naissance vivante) se produisant dans l'intervalle $i, i+n$.

⁵ David P. Smith (1980), op. cit.

⁶ German Rodriguez and John N. Hobcraft (1980), op. cit.

TABLEAU 2 : Table d'éventualité pour la survenance de la 1ère naissance vivante (premier intervalle intergénésiq).)

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
0-3	4000	20	6	484	3974	.1218	.1218	.1218
3-6	3490	34	0	146	3456	.0422	.0371	.1589
6-9	3310	62	4	274	3244	.0845	.0711	.2300
9-12	2970	31	5	959	2934	.3269	.2517	.4817
12-15	1975	19	1	470	1955	.2404	.1246	.6063
15-18	1485	9	5	281	1471	.1910	.7520	.6815
18-21	1190	10	2	213	1178	.1808	.0576	.7391
21-24	965	6	2	223	958	.2328	.0607	.7998
24-27	735	5	1	129	729	.1770	.0354	.8352
27-30	600	5	0	80	595	.1345	.0222	.8574
30-33	515	4	0	61	511	.1194	.0170	.8744
33-36	450	5	0	65	445	.1461	.0184	.8928
36-39	380	5	0	45	375	.1200	.0129	.9057
39-42	330	3	0	37	327	.1132	.0107	.9165
42-45	290	6	0	19	284	.0669	.0056	.9220
45-48	265	1	0	24	264	.0910	.0071	.9291
48-51	240	6	0	24	234	.1026	.0073	.9364
51-54	210	0	0	20	210	.0952	.0061	.9425
54-57	190	5	5	10	185	.0541	.0031	.9456
57-60	175	3	0	12	172	.0698	.0038	.9494
60-63	160	2	0	8	158	.0506	.0026	.9520
63-66	150	1	0	9	149	.0604	.0029	.9549
66-69	140	2	0	8	138	.0580	.0026	.9575
69-72	130	7	0	8	138	.0602	.0026	.9601
72-75	115	3	0	7	112	.0625	.0025	.9626
75 +	105	51	54	0				

Signification des colonnes:

- (1) Durée d'exposition au risque (en mois)
- (2) Nombre de femmes à suivre du début de l'intervalle: N_i
- (3) Interview: ${}_n C_i$
- (4) Première naissance et interview
- (5) Première naissance seulement: ${}_n E_i$
- (6) Nombre de survivants à la fin de l'intervalle: N'_{i+n}
- (7) Probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1^e NV dans l'intervalle: ${}_n P_i$
- (8) Probabilité globale d'occurrence de la 1^e NV dans l'intervalle: ${}_n P'_i$
- (9) Cumul des probabilités globale d'occurrence de la 1^e NV à la durée $i + n$: P_{i+n}

Les colonnes 2, 6-9 sont une illustration due aux procédures de calculs nécessaires à la construction d'une table d'éventualité pour la première naissance vivante. On calcule à la colonne 2, le nombre N_i de femmes qui seront suivies au début de chaque intervalle $i, i+n$. Pour le premier intervalle d'exposition (0-3 mois) le chiffre d'entrée à la colonne 2 est le nombre total des femmes non célibataires, soit $N_1 = 4000$ dans

notre exemple. Pour les autres intervalles d'exposition, on obtient le nombre de femmes à suivre à partir de la durée $i+n$ (soit N_{i+n}) en retranchant au nombre observé à la durée i (soit N_i) le nombre de femmes dont l'exposition est interrompue par l'interview (soit ${}_n C_i$) et le nombre de femmes ayant eu le premier enfant dans l'intervalle $i, i+n$ et qui seront interviewées plus tard (soit ${}_n E_i$). D'où la formule suivante:

$$N_{i+n} = N_i - {}_n C_i + {}_n E_i \quad (1)$$

Application: Parmi les 4000 femmes à suivre à partir de la durée 0, dont l'intervalle d'exposition est inférieur à 3 mois (colonne 2, ligne 1), 20 femmes ont été interviewées dans l'intervalle 0-3 mois (colonne 3, ligne 1) tandis que 6 autres ont eu le premier enfant avant d'être interviewées dans le même intervalle (colonne 4, ligne 1). On en déduit:

$${}_n C_i = {}_3 C_0 = 20 + 6 = 26$$

Puisque 484 femmes ont eu le premier enfant dans l'intervalle 0-3 mois sans avoir atteint l'interview (colonne 5, ligne 1), alors:

$${}_n E_i = {}_3 C_0 = 484$$

En appliquant la formule (1) on obtient le nombre de femmes à suivre au début du 2ème intervalle d'exposition (3-6 mois) donc à partir d'une durée d'exposition égale à 3 mois, soit:

$$N_{i+n} = N_3 = 4000 - 26 - 484 = 3490 \text{ (colonne 2, ligne 2)}$$

La colonne 6 permet de déterminer le dénominateur de la probabilité conditionnelle d'occurrence de la première naissance vivante, c'est à dire le nombre de femmes dont l'exposition n'aura pas été interrompue par la date de l'interview de la durée i à la durée $i+n$ de l'intervalle d'exposition. En effet, toutes les femmes dont l'exposition sera interrompue par l'interview dans l'intervalle $i, i+n$ n'auront pas été exposées jusqu'à la fin de l'intervalle (donc jusqu'à la durée $i+n$) au risque d'avoir le premier enfant. Le nombre de femmes exposées au risque jusqu'à la durée $i+n$ (nombre noté N'_{i+n}) sera égal au nombre de femmes suivies au début de l'intervalle, donc à partir de la durée i (nombre noté N_i) moins le nombre de femmes dont l'exposition est interrompue par l'interview dans l'intervalle $i, i+n$ (nombre noté ${}_n C_i$). D'où la deuxième formule suivante qui permet de calculer le dénominateur N^{i+n} de la probabilité conditionnelle d'occurrence de la première naissance vivante :

$$N'_{i+n} = N_i - {}_n C_i \quad (2)$$

Application : On sait qu'au début du premier intervalle d'exposition (0-3 mois), le nombre de femmes à suivre est égal à 4000, donc $N_0 = 4000$. Pour 26 femmes, l'interview interviendra avant le 3ème mois d'exposition d'où ${}_3 C^0 = 26$. Au 3ème mois d'exposition le nombre de femmes qui auront été pleinement exposées au risque d'avoir le premier enfant dans l'intervalle d'exposition 0-3 mois (N'^3) est de :

$$\begin{aligned} N'^3 &= N_0 - {}_3 C_0 \\ &= 4000 - 26 \\ &= 3974 \text{ (colonne 6, ligne 1)} \end{aligned}$$

De même, au 6ème mois d'exposition, le nombre de femmes pleinement exposées au risque d'avoir le premier enfant dans le 2ème intervalle d'exposition 3-6 mois (N'_6) se calculera de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 N^6 &= N_3 - {}_3C_3 \\
 &= 3490 - 34 \\
 &= 3456 \text{ (colonne 6, ligne 2)}
 \end{aligned}$$

Et ainsi de suite jusqu'au 75ème mois d'exposition où le nombre de femmes pleinement exposées au risque d'avoir le premier enfant dans l'intervalle d'exposition de durée 72 - 75 mois sera égal à :

$$\begin{aligned}
 N^{75} &= N_{72} - {}_3C_{72} \\
 &= 115 - 3 \\
 &= 112 \text{ (colonnes 6, dernière ligne)}
 \end{aligned}$$

La colonne 7, donne le résultat des calculs de la probabilité conditionnelle d'occurrence de la première naissance vivante dans chaque intervalle d'exposition $i, i+n$ pour les femmes pleinement exposées au risque dans l'intervalle. Cette probabilité notée ${}_n P_i$ aura pour numérateur le nombre ${}_n E_i$ de premières naissances vivantes survenues dans l'intervalle d'exposition $i, i+n$ (colonne 5) et pour dénominateur le nombre N^{i+n} de femmes pleinement exposées au risque d'avoir le premier enfant dans l'intervalle $i, i+n$ (colonne 6). On aura alors la formule suivante :

$${}_n P_i = \frac{{}_n E_i}{N^{i+n}} \quad (3)$$

Application: La probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante dans l'intervalle d'exposition 0-3 mois est de :

$${}_3 P_0 = \frac{484}{3974} = 0,1218 \quad \text{(colonne 7, ligne 1)}$$

La probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante dans l'intervalle d'exposition 3-6 mois est de :

$${}_3 P_0 = \frac{146}{3456} = 0,0422 \quad \text{(colonne 7, ligne 2)}$$

La probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante dans l'intervalle d'exposition 72-75 mois est de :

$${}_3 P_{72} = \frac{7}{112} = 0,0625 \quad \text{(colonne 7, dernière ligne)}$$

La dernière étape va consister à calculer la probabilité globale d'occurrence de la 1ère naissance vivante dans l'intervalle $i, i+n$. Cette probabilité notée ${}_iP'_i$ au Tableau 2 (colonne 8) est égale au produit de la probabilité conditionnelle d'occurrence la 1ère naissance vivante dans l'intervalle $i, i+n$ (soit ${}_iP_i$ à la colonne 7), par la probabilité de n'avoir pas eu le premier enfant au début de l'intervalle $i, i+n$, donc à la durée i . Si on note P_i la probabilité d'occurrence de la 1ère naissance vivante à la durée i , alors son complément à 1 sera la probabilité de n'avoir pas encore eu le premier enfant à la durée i . La formule pour calculer la probabilité globale d'occurrence de la 1ère naissance vivante dans l'intervalle $i, i+n$ s'écrira alors comme suit:

$${}_iP'_i = {}_iP_i (1 - P_i) \quad (4)$$

Application : Dans le premier intervalle d'exposition (0-3 mois), la probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante est égale: ${}_0P_0 = {}_3P_0 = 0,1218$. Au début de cet intervalle, donc à la durée 0 mois, la probabilité d'occurrence de la première naissance vivante est nulle par définition puisqu'aucune femme n'a encore le premier enfant. Donc $P_0 = P_0 = 0$. La probabilité de n'avoir pas eu le premier enfant à la durée 0 est alors égale à $1 - P_0 = 1 - 0 = 1$. On en déduit la probabilité globale d'occurrence de la première naissance vivante dans l'intervalle 0-3 mois comme suit :

$$\begin{aligned} {}_0P'_0 &= {}_3P_0 (1 - P_0) \\ &= 0,1218 (1 - 0) \\ &= 0,1218 \end{aligned}$$

Dans le 2ème intervalle d'exposition 3-6 mois on a la probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante qui est de ${}_3P_3 = 0,0422$. La probabilité de n'avoir pas eu le 1er enfant à 3 mois est de $(1 - P_3) = (1 - 0,1218) = 0,8782$. D'où la probabilité globale d'occurrence de la 1ère naissance vivante ${}_3P'_3 = 0,0422 \times 0,8782$

$$= 0,0371 \quad (\text{colonne 8, ligne 2})$$

Dans le 3ème intervalle d'exposition 6-9 mois la probabilité conditionnelle d'occurrence de la 1ère naissance vivante est de ${}_6P_6 = 0,0845$. La probabilité de n'avoir pas eu le 1er enfant à 6 mois est de $(1 - P_6)$ soit $1 - (0,1218 + 0,0371) = 0,8411$. D'où la probabilité globale d'occurrence de la 1ère naissance vivante sera égale à

$$\begin{aligned} {}_6P'_6 &= 0,0845 \times 0,8411 \\ &= 0,0711 \quad (\text{colonne 8, ligne 2}) \end{aligned}$$

Et ainsi de suite jusqu'au dernier intervalle d'exposition.

La colonne 9 du Tableau 2 donne le cumul des probabilités globales d'occurrence de la première naissance vivante jusqu'à la durée $i+n$, cumul notée P_{i+n} . Ainsi

$$P_{i+n} = \sum {}_iP'_i \quad (5)$$

Cette colonne indique par conséquent la probabilité d'occurrence de la 1ère naissance vivante à une durée d'exposition donnée. Les chiffres indiqués à la colonne 9 s'interprètent alors de la façon suivante selon la ligne retenue:

- La probabilité d'avoir la première naissance vivante 3 mois après le premier mariage est égale à 0,1218 (ligne 1). Autrement dit, 12 p. 100 des femmes auront leur premier enfant dans les 3 mois qui suivent le mariage.
- Au bout de 2 ans de mariage (24 mois) 80 p. 100 des femmes auront leur premier enfant (ligne 8);
- Au bout de 5 ans de mariage (60 mois) 95 p. 100 des femmes auront leur premier enfant (ligne 20); Et ainsi de suite jusqu'à la dernière ligne de la colonne 9 où la durée écoulée depuis le premier mariage est égale à 75 mois. 96 p. 100 des femmes auront à ce moment leur premier enfant.

La table de probabilité d'accéder à la première naissance vivante aux diverses durées d'exposition est ainsi construite. La démarche à suivre pour l'estimation de la distribution des probabilités d'accéder aux naissances de rangs supérieurs est rigoureusement la même que celle qui vient d'être décrite pour la probabilité d'occurrence de la première naissance vivante. Seul le chiffre d'entrée dans les tables varie.

Supposons qu'on veuille élaborer une table d'éventualité pour le deuxième intervalle intergénésiq. Il s'agit alors d'estimer la distribution des probabilités d'occurrence de la deuxième naissance vivante. La durée d'exposition correspondra à la durée de l'intervalle entre la date de la 1ère naissance vivante et celle de la 2ème naissance vivante. La nature de l'événement est une variable qui indiquera si l'exposition est interrompue par la deuxième naissance vivante et/ou par l'interview. Le chiffre d'entrée dans la table sera cette fois-ci constitué du sous échantillon des femmes ayant eu une naissance vivante au moins que l'on répartira selon la durée d'exposition au risque d'avoir le deuxième enfant et la nature de l'événement.

Etant donné le niveau relativement élevé de la fécondité dans les 3 pays étudiés, on peut envisager de construire des tables d'éventualité jusqu'au 8ème rang de naissance, c'est à dire du premier intervalle intergénésiq (intervalle entre le premier mariage et la première naissance vivante) au 8ème intervalle intergénésiq (intervalle entre la 7ème et la 8ème naissance vivante).

Après cette présentation de la technique de la table d'éventualité appliquée à l'analyse des intervalles intergénésiques, il s'agit maintenant de présenter les indices pouvant résumer les informations relatives à l'intensité et au calendrier de la fécondité contenues dans les tables.

3.2 CHOIX DES INDICES RESUMES

Il est nécessaire de choisir des indices appropriés pour résumer les informations contenues dans les tables et faciliter ainsi la comparaison des résultats entre les 3 pays étudiés. En effet pour chacun des pays il y aura 8 tables d'éventualité pour les 8 intervalles intergénésiques. S'il faut pour chaque intervalle contrôler les données par l'âge à la maternité (4 groupes d'âges) et la période à laquelle l'intervalle a débuté (5 périodes) alors on obtiendra un total de 80 tables d'éventualité à analyser par pays pour déterminer l'effet de l'âge et dégager les tendances de la fécondité. Etant donné que les informations les plus pertinentes d'une table d'éventualité sont fournies par les probabilités globales d'occurrence d'un événement, les indices retenus seront calculés à partir de la distribution des probabilités.

3.2.1. Mesure synthétique de l'intensité de la fécondité

Le risque d'augmenter sa parité, (Parity Progression Ratio) après un certain nombre d'années d'attente de la nouvelle naissance vivante est une mesure synthétique de l'intensité de la fécondité. Les P_{i+n} indiquent en effet les proportions cumulées de femmes ayant une autre naissance au bout de n mois d'exposition au risque.

Etant donné le comportement procréateur dans les 3 pays étudiés, il faut s'attendre à ce que les intervalles intergénésiques ouverts de durée supérieure à 60 mois (5 ans) soient rares. Ces intervalles vont très souvent appartenir à des femmes qui ont atteint la ménopause ou qui sont frappées de stérilité secondaire ou qui ont déjà choisi de limiter définitivement leur fécondité. Pour la borne supérieure des tables d'éventualité on retiendra donc la durée de 60 mois. Les proportions cumulées de femmes dont l'intervalle finira par se fermer au bout de 60 mois serviront alors d'indicateur de l'intensité de la fécondité. Cette probabilité d'accéder à la parité supérieure après 60 mois d'exposition au risque sera notée P_{60} . Son complémentaire ${}_{60}P_0$ fournit une approximation de la proportion des femmes définitivement infécondes à la parité considérée.

Si l'on revient au Tableau 2 on note ainsi que $P_{60} = 0,9494$ c'est à dire que 95 p. 100 des femmes auront le premier enfant dans les 5 ans qui suivent le premier mariage. Ce résultat situerait le niveau de la stérilité primaire à 5 p. 100 dans une population non malthusienne.

Pour le premier intervalle intergénésique il sera intéressant de retenir en plus pour l'analyse les proportions de femmes qui auront le premier enfant à des durées d'exposition inférieures à 9 mois afin d'évaluer l'incidence des conceptions prénuptiales. En effet si l'enfant est né à moins de 9 mois après le mariage, on peut supposer, sous réserve des mauvaises déclarations, qu'il a été conçu avant le mariage. Ainsi au Tableau 2, les proportions de femmes qui ont eu le premier enfant dans les 3 mois ($P_3 = 0,1218$) ou 6 mois ($P_6 = 0,1589$) en 9 mois ($P_9 = 0,2300$) qui suivent le premier mariage donnent des indications sur l'importance des conceptions prénuptiales.

3.2.2. Mesure synthétique du calendrier de la fécondité

Rodriguez et Hobcraft (1980) recommandent l'utilisation de l'indice de Tukey, la trimoyenne (Trimean) dans toute étude comparative de l'échelonnement des naissances, cet indice étant le plus sensible aux variations du rythme de reproduction de chaque catégorie sociale considérée.⁷ Soit q_1, q_2 et q_3 représentant respectivement le 1^{er}, le 2^{ème} et le 3^{ème} quartile normalisé de la probabilité P_{60} d'accéder à une parité supérieure au bout de 60 mois (borne supérieure de nos tables d'éventualité) c'est à dire les durées auxquelles respectivement 25,50 et 75 p. 100 des femmes qui auront l'enfant supplémentaire dans les 5 ans l'auront eu. La trimoyenne T est alors calculée de la façon suivante :

$$T = \frac{q_1 + 2q_2 + q_3}{4}$$

Application : Au Tableau 2 nous avons pour le 1^{er} intervalle intergénésique $P_{60} = 0,9494$. On calcule les proportions p_i suivantes de P_{60}

$$0,9494 \times 25$$

⁷ German Rodriguez and John N. Hobcraft (1980), op. cit.

$$P_1 = \frac{0,9494 \times 25}{100} = 0,2374$$

$$P_i = \frac{0,9494 \times 50}{100} = 0,4747$$

$$P_i = \frac{0,9494 \times 75}{100} = 0,7121$$

Il s'agit alors de déterminer sur la table les durées correspondantes aux valeurs de P_1 , P_2 et P_3 . On note par exemple à la dernière colonne du tableau 2 que la valeur de $p_1 = 0,2374$ est comprise entre les valeurs 0,2300 et 0,4817 qui correspondent respectivement aux durées 9 et 12 à la colonne 1 du Tableau 2. Par interpolation linéaire entre les durées 9 et 12 on détermine alors la valeur du premier quartile $q_1 = 9,09$ mois. De même on déterminera les 2ème et 3ème quartiles par interpolation linéaire respectivement entre les durées 9 et 12 d'une part et 18 et 21 d'autre part. On trouve alors les durées suivantes $q_2 = 11,42$ mois et $q_3 = 19,59$ mois. Les valeurs de q_1 , q_2 et q_3 s'interprètent de la façon suivante. Parmi les femmes qui ont eu le premier enfant dans les 5 ans qui ont suivi le premier mariage 25 p. 100 l'ont eu dans les 9 mois qui ont suivi le 1er mariage, 50 p. 100 l'ont eu dans les 11 mois qui ont suivi le 1er mariage et 75 p. 100 l'ont eu dans les 20 mois qui ont suivi le premier mariage. La trimoyenne T est égale à :

$$T = \frac{9,09 + 2(11,42) + 19,59}{4} = 12,88 \text{ mois}$$

Ce chiffre signifie que la durée du premier intervalle intergénérisique est d'environ 13 mois pour les 95 p. 100 ($P_{60} = 0,9494$) des femmes qui ont eu le premier enfant dans les 5 ans qui ont suivi le premier mariage.

La trimoyenne donnera de la même façon la durée moyenne de tous les autres intervalles intergénérisiques pour les femmes qui ont accédé à la parité supérieure dans les 5 ans qui ont suivi la naissance de l'enfant précédent. Elle permettra donc de synthétiser les changements de l'espacement des naissances dans les populations étudiées.

IV. APPLICATION AUX DONNEES ET INTERPRETATION DES RESULTATS

L'application de la technique de la table d'éventualité aux données des 3 pays nous conduit à produire au total 240 tables d'éventualité puisqu'il a fallu aller jusqu'au 8ème intervalle intergénérisique et pour chaque pays, contrôler les données par l'âge à la maternité et les périodes d'occurrence des naissances vivantes. Il serait fastidieux et inutile d'analyser et de présenter l'ensemble des informations contenues dans ces tables. Pour faciliter l'étude comparative de ces informations, tous les résultats seront présentés ci-dessous en termes de probabilités d'accéder à la parité supérieure à certaines durées d'exposition au risque (P_{i+n}) et en termes de durée moyenne de certains intervalles intergénérisiques (D_i). Le fait de ne présenter les P_{i+n} et les D_i qu'à certaines durées d'exposition et pour seulement certains intervalles intergénérisiques permettra de réduire considérablement le volume des tables sans entraîner de grosses pertes d'informations.

4.1. Indices d'intensité et de calendrier de la fécondité

Au tableau 3 nous avons retenu comme indices d'intensité et de calendrier de la fécondité les probabilités d'accéder à la parité supérieure aux durées d'exposition au risque égales à 9, 18, 24, 30, 60 mois et la durée moyenne T (La trimoyenne) des intervalles intergénésiques.

Les valeurs atteintes par les indices traduisent la forte intensité de la fécondité dans les 3 pays et sa relative précocité au Cameroun et au Kenya. Si on considère en effet les probabilités relatives aux intervalles intergénésiques 2 à 8, les valeurs atteintes par ces probabilités sont relativement élevées au Cameroun et au Kenya dans la période des 18 mois qui suivent la naissance précédente et augmentent considérablement dans les 3 pays au fur et à mesure que la durée d'exposition au risque d'accéder à la partie supérieure s'allonge. Les valeurs de P^{60} observées dans ces intervalles de naissances situent l'intensité de la procréation autour de 91 p. 100 au Kenya, 90 p. 100 au Sénégal et 86 p. 100 au Cameroun, chiffres correspondant aux pourcentages de femmes ayant eu un enfant supplémentaire dans les 5 ans qui ont suivi la naissance précédente. Les valeurs relativement faibles enregistrées pour le Cameroun confirment les conclusions d'autres études, à savoir que le modèle de fécondité a été entravée pour certaines Camerounaises par la stérilité primaire et secondaire.

La parité atteinte ne semble affecter l'intensité de la procréation ainsi définie qu'à partir de la 6ème naissance vivante où l'on constate dans chacun des 3 pays, une baisse sensible et régulière de la valeur des P^{60} au fur et à mesure que s'élève le rang de naissance de l'enfant. Cet effet de la parité atteinte sur l'intensité de la procréation serait probablement dû à l'intervention des contraintes physiologiques étant donné que les femmes sont sur le point de réaliser leur descendance finale.

TABLEAU 3 : Indices d'intensité et de calendrier de la fécondité

Indices	Intervalles de naissance							
	1	2	3	4	5	6	7	8
CAMEROUN								
P^9	307	-						
P^{18}	476	119	134	134	138	143	124	116
P^{24}	-	291	306	302	308	309	277	286
P^{30}	591	492	513	509	508	524	465	444
P^{60}	731	841	860	866	863	861	814	767
T	12.3	28.1	27.9	28.0	27.9	27.6	28.5	27.9
Effectif	7267	6193	4874	14.5	14.1	2324	1757	1238

Indices	Intervalles de naissance							
	1	2	3	4	5	6	7	8
KENYA								
p ⁹	406	-	-	-	-	-	-	-
p ¹⁸	645	190	181	178	184	182	157	168
p ²⁴	-	409	406	405	405	376	361	361
p ³⁰	784	614	640	634	618	575	578	554
p ⁶⁰	898	910	920	912	914	891	871	859
T	10.3	25.5	25.4	25.5	25.8	26.3	26.6	26.3
Effectif	6319	6202	5280	4511	3810	3158	2518	1941
SENEGAL								
p ⁹	119	-	-	-	-	-	-	-
p ¹⁸	443	087	068	061	070	060	057	051
p ²⁴	-	247	216	227	225	214	204	211
p ³⁰	698	442	449	462	452	466	449	443
p ⁶⁰	880	886	904	908	903	907	872	845
T	18.7	30.2	30.2	29.9	30.0	29.9	29.9	29.7
Effectif	3472	3102	2509	2053	1708	1374	1081	803

Par contre, lorsque l'on considère la durée moyenne des intervalles intergénésiques, on ne constate aucune influence de la parité atteinte sur la longueur des intervalles de naissances. C'est ainsi qu'une fois le premier enfant acquis, la durée moyenne des intervalles suivants est stabilisée autour de 26 mois au Kenya, 28 mois au Cameroun et 30 mois au Sénégal. Les différences observées entre les trois pays pourraient être déterminées par tout un ensemble de facteurs (fécondabilité, fréquence des rapports sexuels, avortements, mortalité intra-utérine, contraception,...) susceptibles de faire varier sensiblement la longueur des intervalles de naissances. Il semble cependant que les facteurs les plus déterminants ici aient été ceux relevant des mécanismes traditionnels de régulation de la fécondité tels que l'allaitement maternel et la pratique de l'abstinence sexuelle post-partum.⁸ Les résultats de l'Enquête Mondiale sur la fécondité ont ainsi montré que, d'une part, la durée de l'allaitement intégral était plus courte au Kenya (1.7 mois contre 4 mois pour chacun des 2 autres pays) et d'autre part, l'utilisation des méthodes traditionnelles de régulation de la fécondité telles que l'abstinence sexuelle post-partum était plus répandue au Sénégal (46 p. 100 des femmes les ont utilisées) et au Cameroun (30 p. 100) qu'au Kenya (18 p. 100). Ces résultats expliqueraient en partie la plus grande fécondité des Kenyannes, ce qui a conduit à des intervalles intergénésiques plus courts au Kenya.

Si l'on s'intéresse au premier intervalle de naissance, la durée la plus courte de cet intervalle est de nouveau observée au Kenya. En effet, alors que les Sénégalaises et les Camerounaises ont eu en moyenne le premier enfant respectivement dans les 19 mois et 12 mois qui ont suivi le premier mariage, les Kenyannes l'ont eu dans les 10 mois qui suivent. La durée très courte de l'intervalle protogénésiq ue observée au Kenya,

⁸ CEA (1988) Les déterminants proches de la fécondité. ECA/POP/TP/88/1 [2.1 (ii) (a)].

résulte non seulement d'une intensité plus forte de la fécondité dans cet intervalle ($P^{60} = 90$ p. 100 au Kenya contre 88 p. 100 au Sénégal et 73 p. 100 au Cameroun) mais surtout de l'importance relative des conceptions prénuptiales au Kenya. La valeur de P^9 (pourcentages des femmes qui ont eu le premier enfant dans les 9 mois qui ont suivi le premier mariage) observée au Kenya (41 p. 100) tranche ainsi nettement avec les valeurs observées au Cameroun (31 p. 100) et au Sénégal (12 p. 100).

En résumé, les données analysées jusqu'à présent font apparaître trois modèles différents de fécondité. La fécondité Kenyane se caractérise dans l'ensemble par une forte intensité de la procréation et par un calendrier assez rapproché des naissances. Il en résulte un niveau relativement élevé de la descendance finale, situant le Kenya parmi les pays au monde où la fécondité est la plus élevée. La fécondité des Camerounaises semble avoir été entravée par la stérilité primaire et secondaire expliquant par là même le fait que, bien que la durée moyenne des intervalles intergénésiques soit plus courte au Cameroun qu'au Sénégal, la descendance finale atteinte au Cameroun (5 enfants par femme) ait été plus faible que celle réalisée par les Sénégalaises (7 enfants). Le calendrier de la fécondité sénégalaise est en effet relativement plus espacé, l'intensité de la procréation étant maintenue à des niveaux élevés jusqu'aux derniers intervalles de naissances. Dans les trois pays, le rythme de procréation des femmes est cependant proche de celui des populations à fécondité naturelle si l'on en juge par la forte intensité de la fécondité qui persiste même aux rangs de naissances les plus élevés.

4.2. Effets de l'âge sur l'intensité et le calendrier de la fécondité.

Etant donné l'existence d'un biais de sélection des femmes les plus fécondes dans l'analyse des intervalles de naissances et que nous avons signalé plus haut, il est nécessaire de construire des tables d'éventualité pour des groupes de femmes présentant les mêmes caractéristiques du point de vue de la nuptialité et de la fécondité. On peut envisager une classification des femmes selon leur âge à l'occurrence de chacun des événements de la table d'éventualité, autrement dit selon leur âge au début de chaque intervalle intergénésique. Il s'agira alors de construire des tables d'éventualité selon l'âge au premier mariage (s'il s'agit du premier intervalle de naissance) et selon l'âge à la maternité pour (pour les autres intervalles) pour voir dans quelle mesure ces deux variables affectent les indices d'intensité et de calendrier de la fécondité dans les trois pays étudiés.

Les catégories d'âges seront déterminées par les quartiles de la distribution de l'âge des femmes au début de chaque intervalle intergénésique. Ces quartiles notés Q1, Q2 et Q3 au tableau 4 représentent approximativement l'âge auquel respectivement, 25, 50 et 75 P. 100 des femmes débutent chaque intervalle de naissance. Ce tableau indique que pour le premier intervalle intergénésique, les quatre groupes d'âge au mariage suivants serviront de variable de contrôle dans les 3 pays.

Cameroun =	<14ans	14-15ans	16-18ans	19ans et +
Kenya =	<16ans	16-17ans	18-19ans	20ans et +
Sénégal =	<15ans	15ans	16-17ans	18ans et +

Pour chaque pays on construira alors pour le premier intervalle de naissance quatre tables d'éventualité en fonction des 4 groupes d'âge au mariage ainsi définis. Au Cameroun par exemple, le chiffre d'entrée dans la 1ère table d'éventualité sera égal au nombre de femmes mariées avant 14 ans, dans la 2ème table le sous-échantillon des femmes mariées à 14 et 15 ans, dans la 3ème table le nombre de femmes mariées à 16 - 18 ans et le chiffre d'entrée dans la 4ème table sera le nombre de femmes dont l'âge au premier mariage est supérieur ou égal à 19 ans.

TABLEAU 4: Quartiles de la distribution de l'âge des femmes à l'occurrence de chaque évènement

Pays	Quartiles	Evènement de début de l'intervalle							
		Mariage	1erNV*	2eNV	3eNV	4eNV	5eNV	6eNV	7eNV
CAMEROUN	Q1	14	16	18	21	23	25	27	29
	Q2	16	18	21	23	25	28	30	32
	Q3	19	21	23	26	29	31	33	35
KENYA	Q1	16	17	19	21	23	26	28	30
	Q2	18	19	21	23	26	28	30	32
	Q3	20	21	24	26	28	31	33	35
SENEGAL	Q1	15	17	19	22	24	26	29	11
	Q2	16	18	21	23	26	28	31	33
	Q3	18	20	23	26	28	31	33	35

*NV = Naissance vivante

Source = J. Hobcraft, J. McDonald. Birth Intervals WFS Comparative Studies, Number 28, March 1984

De même, les données présentées au tableau 4 indiquent que pour le 6ème intervalle intergénéral la variable de contrôle sera l'âge de la mère à la naissance du 5ème enfant, cette naissance constituant l'évènement de début de l'intervalle considéré, soit les quatre groupes d'âge suivants pour chaque pays.

Cameroun =	<25	25-27	28-30	31 +
Kenya =	<26	26-27	28-30	31 +
Sénégal =	<26	26-27	28-30	31 +

Les résultats présentés au tableau 5 donnent les valeurs de quelques indices d'identité (P^{60}) et de calendrier (T) de la fécondité contrôlés par l'âge dans les intervalles intergénéral 1, 3, 6 et 8. Pour le premier intervalle de naissance, nous

considérons de nouveau la probabilité P^9 d'avoir le premier enfant dans les 9 mois qui suivent le mariage afin de déterminer l'effet de l'âge sur les conceptions prénuptiales.

L'examen des données révèle un effet très net de l'âge au premier mariage sur les indices d'intensité et de calendrier de la fécondité retenus par le premier intervalle intergénéral.

L'intensité de la procréation, c'est-à-dire la probabilité P^{60} d'avoir le premier enfant dans les 5 ans qui suivent le premier mariage augmente ainsi dans tous les 3 pays avec l'âge au premier mariage. Au Cameroun P^{60} augmente de 49 p. 100 pour un âge au mariage inférieur à 14 ans à 84 p. 100 si l'âge au mariage est supérieur ou égal à 19 ans. Au Kenya, on observe la même hausse de l'intensité de la procréation dans l'intervalle protogénéral, P^{60} variant de 85 p. 100 pour un âge au mariage inférieur à 16 ans à 92 p. 100 lorsque l'âge au premier mariage est supérieur ou égal à 20 ans. Au Sénégal, les valeurs P^{60} augmentent aussi dans le premier intervalle de 85 p. 100 à 91 p. 100 respectivement lorsque l'âge au premier mariage passe de moins de 15 ans à 18 ans ou plus.

Lorsque l'on considère la durée moyenne T de l'intervalle protogénéral, on observe un raccourcissement de cette durée avec l'élévation de l'âge au mariage. En effet, entre l'âge au mariage le plus

précoce et celui le plus élevé on observe une diminution de la longueur de l'intervalle protogénésique de l'ordre de 8 mois au Sénégal, 17 mois au Kenya et 22 mois au Cameroun. C'est ainsi que pour un âge au premier mariage supérieur ou égal à 18 ans au Sénégal, la durée moyenne du premier intervalle de naissance n'est plus que de 18 mois mais cette durée devient extrêmement courte au Cameroun (4 mois lorsque l'âge au mariage est supérieur ou égal à 19 ans) et au Kenya (5 mois pour un âge au mariage supérieur ou égal à 20 ans).

Cet effet de l'âge au premier mariage sur l'intensité et le calendrier de la fécondité pourrait être dû en partie à l'augmentation des conceptions pré-nuptiales qui risque d'aller de pair avec l'élévation de l'âge au mariage en l'absence de pratique contraceptive efficace par les femmes célibataires. Ceci semble être confirmé par le fait que la probabilité P^9 d'avoir le premier enfant dans les 9 mois qui suivent le mariage s'accroît considérablement quand l'âge au premier mariage s'élève. La très courte durée de l'intervalle protogénésique observée au Cameroun et au Kenya aux âges au mariage les plus élevés s'expliquerait ainsi par les fortes valeurs atteintes par P^9 à ces âges où plus de la moitié des Camerounaises (52 p. 100) et des Kenyanes (59 p. 100) peuvent être considérées comme ayant conçu le premier enfant avant le mariage. Les conceptions pré-nuptiales ont en effet été considérées comme étant survenues à une durée de mariage égale à 0 dans le calcul des tables d'éventualité.

Cette importance relative des conceptions pré-nuptiales aux âges au mariage élevés pourrait être interprétée comme étant la conséquence des normes sociales en matière de fécondité dans les sociétés africaines en général et dans les populations étudiées en particulier. En effet, du fait de l'attitude procréatrice de ces sociétés, les femmes subissent, dès qu'elles ont atteint l'âge à la puberté, des pressions sociales de toutes sortes pour la venue du premier enfant et des enfants suivants. Dans un tel contexte, lorsque le mariage devient tardif, les femmes pourraient se "sentir" en retard sur leur fécondité de telle sorte qu'elles voudront soit prouver leur fertilité avant le mariage d'où l'importance des conceptions pré-nuptiales lorsque le mariage tarde, soit "rattraper" vite leur fécondité une fois le mariage contracté. Ces deux attitudes contribueraient ensemble au raccourcissement de la durée moyenne de l'intervalle protogénésique lorsque l'âge au mariage s'élève.

Les données relatives aux autres intervalles intergénéraliques permettent quant à elles de déterminer l'effet de l'âge à la maternité sur l'intensité et le calendrier de la fécondité. Ces données ne font pas apparaître d'effet net de l'âge à la maternité sur l'intensité de la fécondité excepté lorsque la parité atteinte est très élevée. Dans ce cas les valeurs de P^{60} tendent à baisser lorsque l'âge de la mère à la naissance augmente. Ceci résulterait de l'intervention des contraintes d'ordre physiologique, les femmes concernées étant assez avancées en âge et ayant déjà eu "beaucoup" d'enfants.

TABLEAU 5: Indices d'intensité et de calendrier de la fécondité dans les intervalles de naissances 1, 3, 6 et 8 selon l'âge des mères au début de l'intervalle.

Intervalles de naissances	Indices	Age des mères au début de l'intervalle			
		<Q1	Q1-Q2	Q2-Q3	>Q3
CAMEROUN					
1	Age	<14	14-15	16-18	19+
	P ⁹	086	209	313	523
	P ⁶⁰	494	686	798	835
	T	26.0	17.1	12.5	4.2
3	Age	<18	18-20	21-22	23+
	P ⁶⁰	866	881	903	810
	T	27.1	27.7	28.5	28.1
6	Age	<25	25-27	28-30	31+
	P ⁶⁰	885	890	845	823
	T	25.2	28.1	28.2	29.2
8	Age	<29	29-31	32-34	35+
	P ⁶⁰	832	791	802	645
	T	20.	26.7	30.0	30.4
KENYA					
1	Age	<16	16-17	18-19	20+
	P ⁹	245	377	483	586
	P ⁶⁰	846	915	927	918
	T	16.1	11.4	8.5	5.3
3	Age	<19	19-20	21-23	24+
	P ⁶⁰	921	944	918	890
	T	25.3	25.7	25.5	25.1
6	Age	<26	26-27	28-30	31+
	P ⁶⁰	893	918	917	837
	T	25.8	26.7	26.6	26.5
8	Age	<30	30-31	32-34	35+
	P ⁶⁰	906	890	869	753
	T	25.5	25.8	27.2	26.9

Intervalles de naissances	Indices	Age des mères au début de l'intervalle			
		<Q1	Q1-Q2	Q2-Q3	>Q3
SENEGAL					
1	Age	<15	15-15	16-17	18+
	P ⁹	58	85	117	253
	P ⁶⁰	849	888	901	905
	T	222	19.1	17.8	14.0
3	Age	<19	19-20	21-22	23+
	P ⁶⁰	919	917	922	837
	T	29.9	30.2	30.3	20.7
6	Age	<26	26-27	28-30	31+
	P ⁶⁰	951	931	919	784
	T	28.0	29.6	30.7	32.0
8	Age	<31	31-32	33-34	35+
	P ⁶⁰	952	859	846	661
	T	27.8	29.4	31.3	32.3

L'âge à la maternité ne semble pas non plus être très déterminant sur la durée moyenne des intervalles intergénésiques. Pour un rang de naissance donné, l'intervalle de naissance ne s'allonge en effet que très légèrement lorsque l'âge à la maternité augmente. Ceci voudrait dire qu'une fois le début de la vie féconde acquise, les femmes espacent de façon naturelle leurs enfants d'environ 26 mois au Kenya, 28 mois au Cameroun et 30 mois au Sénégal.

4.3. Transitions dans les modèles de fécondité

Les changements survenus dans le comportement procréateur des femmes peuvent être décélés à partir des variations dans le temps de l'intensité et du calendrier de la fécondité. Les transitions dans le modèle de fécondité pourront donc être déterminées en classant les intervalles de naissances selon la période à laquelle ils ont débuté et en construisant pour chaque période des tables d'éventualité selon le rang de naissance de l'enfant grâce à la procédure décrite plus haut. La comparaison des valeurs atteintes aux différentes périodes par les indices d'intensité et de calendrier de la fécondité permettra en effet de déterminer le sens de variations de la fécondité des populations étudiées.

Les périodes seront définies en termes de nombre d'années avant l'enquête. Chaque période durera 5 années de telle sorte que, compte tenu de l'année de l'enquête (1978) dans les 3 pays concernés, un tel découpage correspondra approximativement aux groupes d'années suivants: avant 1958; 1958-62; 1963-67; 1968-72; 1973-78. Les résultats sont présentés au tableau 6 pour toutes ces périodes et pour les intervalles intergénésiques 1, 3, 6 et 8.

Si l'on s'intéresse d'abord aux données relatives à l'intervalle protogénésiq, on note pour tous les trois pays, une tendance à la hausse de l'intensité de la procréation (P⁶⁰) avec les promotions de mariages les plus récents.

Une telle hausse de l'intensité de la procréation au Kenya résulterait probablement de l'augmentation des valeurs relatives des conceptions pré-nuptiales qui auraient en outre conduit au raccourcissement de la

durée moyenne T de l'intervalle protogénésique chez les femmes dont le mariage appartient aux promotions les plus récentes. Le Kenya est en effet le seul pays où l'on observe une baisse régulière de la durée moyenne de l'intervalle protogénésique, celle-ci ayant baissé de 15 mois chez les femmes mariées avant 1958 à 9 mois chez celles dont le premier mariage a été contracté dans la période la plus récente (1973-78). Cette baisse de la durée du premier intervalle de naissance résulterait alors de l'augmentation des conceptions pré-nuptiales dans les promotions de mariages les plus récents, augmentation traduite par la tendance à la hausse des valeurs de P^9 au fur et à mesure que la période des mariages se rapproche de la date de l'enquête.

TABLEAU 6 : Indices d'intensité et de calendrier de la fécondité dans les intervalles de naissances 1, 3, 6 et 8 selon la période de début de l'intervalle

Intervalles de naissances	Indices	Période à laquelle l'intervalle a débuté				
		Avant 1958	1958-62	1963-67	1968-72	1973-78
CAMEROUN						
1	P^9	255	307	341	331	318
	P^{60}	602	690	736	822	862
	T	12.7	12.3	12.1	12.4	12.8
3	P^{60}	854	833	869	872	862
	T	27.8	27.7	28.6	27.2	28.2
6	P^{60}	915	832	857	851	901
	T	23.9	28.2	26.9	27.5	29.5
8	P^{60}	801	764	804	777	736
	T	25.7	25.9	27.2	27.3	30.0
KENYA						
1	P^9	281	361	435	466	491
	P^{60}	821	899	898	938	953
	T	14.6	11.8	9.3	9.4	8.5
3	P^{60}	901	940	920	927	913
	T	26.1	25.2	25.1	25.0	25.9
6	P^{60}	885	900	916	896	854
	T	24.7	25.8	25.2	26.8	27.3
8	P^{60}	940	894	889	859	828
	T	26.0	25.9	24.9	25.8	27.6

Intervalles de naissances	Indices	Période à laquelle l'intervalle a débuté				
		Avant 1958	1958-62	1963-67	1968-72	1973-78
SENEGAL						
1	P ⁹	89	119	100	117	158
	P ⁶⁰	873	872	863	893	905
	T	19.8	18.4	18.3	18.5	18.4
3	P ⁶⁰	902	911	887	909	907
	T	30.9	30.6	29.8	30.0	29.8
6	P ⁶⁰	875	951	919	881	908
	T	30.7	29.8	29.8	30.3	29.8
8	P ⁶⁰	1000	896	904	868	752
	T	26.3	28.1	29.3	29.8	29.7

Au Cameroun, bien qu'il se dégage une tendance à la hausse de l'intensité de la procréation dans l'intervalle protogénésique, aucune variation de la durée moyenne de l'intervalle n'est perceptible, celle-ci se maintenant d'une période à l'autre autour de 12 mois. Les conceptions pré-nuptiales baissent en outre dans les différentes promotions de mariages et de façon régulière depuis la période 1963-67. Une telle baisse des conceptions pré-nuptiales serait une des conséquences possibles de l'hypothèse de recul de la stérilité primaire au Cameroun, les femmes éprouvant de moins en moins le besoin de prouver leur fertilité avant le mariage. La baisse de la stérilité primaire expliquerait alors la hausse de l'intensité de la procréation dans les promotions récentes de mariages.

La hausse de l'intensité de la procréation dans le premier intervalle serait plus récente au Sénégal puisqu'elle se produit à partir de 1968-72 où elle est accompagnée également d'une hausse sensible des conceptions pré-nuptiales. Le recul de l'âge au mariage dans les promotions de mariages les plus récents combiné à la faible pratique contraceptive par les femmes concernées, aurait contribué à l'augmentation des risques de conceptions pré-nuptiales dans ce pays. Toutefois, la durée moyenne de l'intervalle protogénésique reste invariable puisqu'elle est de 18 mois pour toutes les promotions de mariages.

L'évolution, selon la période de l'intensité et du calendrier de la fécondité est également présentée au tableau 6 pour les intervalles intergénésiques 3, 6 et 8. L'examen de ces données comme l'étude des résultats détaillés présentés pour tous les autres intervalles intergénésiques font apparaître une durée plutôt constante de ces intervalles mais aucune tendance nette de l'intensité de la procréation à travers les périodes. Une baisse récente (au cours des 10 dernières années) de l'intensité de la procréation est tout de même perceptible au Kenya et au Sénégal dans les intervalles de naissances 2 à 5. Une telle baisse pourrait cependant n'être qu'apparente étant due aux omissions et aux déplacements des dates de naissance. Potter a ainsi montré que de tels déplacements peuvent affecter sérieusement les indices de fécondité et provoquer une concentration des naissances dans les périodes 5-9 ans ou 10-14 ans avant l'enquête. Cette concentration des naissances donnera ainsi une fausse impression de baisse de la fécondité au cours des 10 dernières années.⁹

⁹ Potter, J.E. (1977). Problems in using birth - history analysis to estimate trends in fertility. Population Studies, Vol. 31, N° 2

La baisse régulière de l'intensité de la procréation aux rangs de naissances les plus élevés (7ème et 8ème intervalles de naissances) observée dans les 3 pays serait probablement réelle d'autant plus que cette amorce dans la transition du modèle de fécondité serait compatible avec la théorie selon laquelle tout changement dans le comportement procréateur des populations à fécondité naturelle commencerait par un déclin des probabilités d'agrandissement de la famille chez les femmes à parité élevée avant d'affecter progressivement celles des femmes à faible parité.

V. CONCLUSION

Les techniques conventionnelles d'analyse de la fécondité utilisent les données sur le nombre total de naissances ou sur le nombre d'enfants âgés de 0-4 ans sur le nombre d'enfants nés au cours des 12 derniers mois pour estimer les niveaux, structures et tendances de la fécondité. Les indices de mesure les plus souvent présentés dans ces analyses sont les suivants : la parité moyenne, taux de fécondité par âge, etc ...

Les enquêtes du type EMF (Enquête Mondiale sur la Fécondité) ont cependant ouvert des voies nouvelles à des analyses de plus en plus poussées de la fécondité. Les fiches de fécondité utilisées au cours de ces enquêtes ont en effet fourni des informations détaillées sur l'histoire génésique des femmes en âge de procréer puisqu'elles renseignent sur la date de chaque naissance, la fin de chaque grossesse et précisent souvent les événements ultérieurs de la vie de l'enfant, avec la date de son décès le cas échéant.

Plusieurs méthodes ont été conçues récemment pour étudier les niveaux, tendances et déterminants de la fécondité. On peut à partir des données collectées sur les fiches de fécondité. On peut citer entre autres (1) les techniques d'analyse de l'histoire des naissances (Birth Histories avec l'utilisation des taux de fécondité par âge) (N. Golman, J. Hobcraft, Chidambaram ...) (2) la technique des tables d'éventualité (Life Table Approach) pour l'analyse des intervalles de naissances (G. Rodriguez, J. Hobcraft, J. McDonald, K. Srinivasan ...) (3) la technique de la "situation du moment" (Current Status Approach) pour étudier les caractéristiques post-partum (J. Bongaarts, B. Ferry, J. Casterline, Singh Susheela, ...) (4) la technique d'analyse du statut d'exposition (Fertility Exposure Analysis) pour évaluer la contribution des déterminants proches de la fécondité aux variations de celle-ci (J. Hobcraft, R. Little).

Dans la présente étude nous avons procédé à l'application de la technique de la table d'éventualité pour analyser les intervalles de naissances en vue de déterminer l'intensité, le calendrier et les tendances de la fécondité dans trois pays africains ayant participé au programme EMF. Le choix s'est porté sur le Cameroun, le Kenya et le Sénégal du fait que non seulement ces pays ont beaucoup de similitudes en matière de nuptialité et de fécondité, mais aussi parce que les trois enquêtes ont été réalisées au cours de la même année.

L'analyse des intervalles intergénésiques par la technique de la table d'éventualité utilise trois types d'informations : la date de naissance de la mère, la date du premier mariage et la date de naissance des enfants. Etant donné la persistance des erreurs de déclarations sur les dates dans la plupart des enquêtes africaines, l'application de la technique aux données africaines nécessite par conséquent une évaluation préalable des données afin d'en apprécier la qualité et de procéder aux éventuelles corrections et ajustements. Les résultats de l'évaluation effectuée au chapitre II du rapport ont confirmé la meilleure qualité des données EMF mais ont également montré la persistance de certaines erreurs qui ont affecté la qualité des données, erreurs liées principalement à la déclaration de l'âge des individus et de la durée des événements et à la nature retrospective des enquêtes EMF.

La technique de la table d'éventualité a précisément permis d'éliminer les biais introduits dans l'analyse des intervalles de naissances par la nature retrospective des enquêtes EMF. Le biais de sélection

des femmes plus fécondes a pu ainsi être neutralisé grâce à l'introduction de variables de contrôle appropriées dans l'analyse mais la technique n'a permis d'éliminer que partiellement l'effet de troncature dû à la date de l'enquête qui intervient en plein milieu des intervalles intergénéralisés ouverts chez les femmes encore fécondes au moment de l'interview.

Les résultats fournis par l'application de la technique aux données des trois pays ont permis de procéder à une étude détaillée du processus d'agrandissement des familles, d'identifier l'effet de certains facteurs et de déterminer les transitions dans les modèles de fécondité.

La fécondité est ainsi caractérisée dans les trois pays par un rythme de procréation intense et un calendrier relativement précoce. C'est ainsi que la valeur P^{60} (défini comme mesure de l'intensité de la procréation) se situe autour de 86 p. 100 au Cameroun, 90 p. 100 au Sénégal et 91 p. 100 au Kenya, chiffres correspondant aux pourcentages de femmes qui ont eu un enfant supplémentaire dans les 5 ans qui ont suivi la naissance précédente. Une fois la vie féconde acquise, les naissances sont espacées de façon naturelle sur des intervalles de 26 mois au Kenya, 28 mois au Cameroun et 30 mois au Sénégal.

Ces résultats ont fait apparaître trois modèles de fécondité, la fécondité des Kenyanes se caractérisant par une très forte intensité de la procréation et un calendrier assez rapproché des naissances, celle des Camerounaises ayant été affectées par la stérilité primaire et secondaire alors que le modèle de la fécondité des Sénégalaises est apparu comme un modèle intermédiaire.

Les résultats analysés et présentés dans le rapport n'ont pas fait apparaître un effet majeur de la parité atteinte sur l'intensité de la procréation et le calendrier des naissances. Les femmes semblent utiliser à fond leurs facultés procréatrices dans les 3 pays et seuls les facteurs d'ordre biologique et de comportement - individuel ou collectif - régulariseraient la fécondité et maintiendraient la durée moyenne des intervalles de naissances autour des valeurs observées. Il semble que les Camerounaises, les Kenyanes et les Sénégalaises entrent en vie féconde à un âge qui maximise l'intensité de leur procréation en l'absence de pratique contraceptive efficace. Il est donc souhaitable pour les gouvernements concernés d'opter pour une politique visant à retarder l'âge à la première naissance vivante, qui se situe aujourd'hui autour de 18 ans dans les 3 pays.

On a enfin pu déceler un changement dans le comportement procréateur au cours des premières années de procréation et chez les femmes à parité élevée. Au cours des premières années de procréation il y aurait eu une augmentation de l'intensité de la procréation dans le premier intervalle de naissance allant de pair avec un raccourcissement de la durée moyenne de cet intervalle. Cette tendance à la hausse de la fécondité pendant les premières années de procréation serait due à l'élévation de l'âge au mariage qui aurait conduit à une augmentation du risque des conceptions prénuptiales (en l'absence de pratique contraceptive efficace). Ce phénomène est apparu comme une réaction des femmes pour "récupérer" les naissances lorsque le mariage est tardif. Toute politique visant à l'élévation de l'âge au mariage dans les pays étudiés devrait par conséquent introduire les mesures d'accompagnement nécessaires pour empêcher que la réalisation de l'objectif poursuivi ne se traduise par une augmentation de la fécondité et des conceptions prénuptiales au début de la vie féconde.

La baisse régulière de l'intensité de la procréation observée dans les trois pays aux rangs de naissance les plus élevés indiquent que ces pays sont probablement sur le point d'entamer leur transition démographique. Certes, plusieurs décennies vont encore s'écouler avant que cette baisse n'affecte les probabilités d'agrandissement de la famille des femmes à faible parité mais l'implication politique la plus évidente de ce résultat est que, à défaut d'une généralisation de la pratique contraceptive, les pays concernés devraient encourager la contraception d'arrêt chez les femmes à parité élevée. Les résultats de l'IMF ont en effet montré que ce sont les femmes qui ont déjà eu "beaucoup" d'enfants qui sont intéressées

par la contraception d'arrêt en Afrique, les femmes à faible parité ne souhaitent pas généralement cesser de procréer. Lesthaeghe (1984) a d'ailleurs montré que si par exemple le Kenya adoptait une politique de "6 enfants au maximum par couple", il en résulterait une baisse de la fécondité de l'ordre de 35 p. 100, la descendance du moment diminuant de 8.3 à 5.4.

L'approche adoptée dans cette analyse illustrative a été de décomposer le processus d'agrandissement des familles en une série d'étapes allant du premier mariage à la naissance du 8ème enfant et d'étudier séparément le passage d'une étape à l'autre afin de décrire le modèle de fécondité en termes d'intensité et de calendrier. L'analyse pourrait être enrichie ultérieurement par la prise en compte des variables socio-économiques tels que la zone de résidence, le niveau d'instruction, l'éthnie, le revenu ou la religion pour déterminer l'effet de ces facteurs sur le processus d'agrandissement des familles. Il s'agirait alors de construire les mêmes tables d'éventualité, séparément pour chacune de ces sous-populations.

BIBLIOGRAPHIE

- Aloys Ilinigumugabo (1989). L'espacement des Naissances au Rwanda: Niveaux, Causes et Conséquences. Institut de Démographie. Université Catholique de Louvain.
- BRESLOW, W. (1974) Covariance Analysis of Censored Survival Data. Biometrika N° 30
- COALE, Ansley J. et James TRUSSEL (1974). Model Fertility Schedules: Variations in the age structure and child-bearing in human populations. Population Index N° 40
- FEENEY, G. et ROSS, J.A. (1984). Analysing open birth distributions Population Studies, Vol. 38
- GOLDMAN, Noreen et John HOBcraft (1982). Birth Histories. WFS Comparative Studies. N° 17
- GUEYE, A. L. (1989). Estimations de fécondité dans les pays africains: source des données, méthodes d'estimation, mesures indirectes. UAPS, Etudes de la Population Africaine, N° 3
- HOBcraft, J. N. et G. RODRIGUEZ (1980). Methodological Issues in Life Table Analysis of Birth Histories. Communication présentée au Séminaire sur l'Analyse des Tableaux de Grossesses organisé par l'USESP, le CPS (London School of Hygiene) et l'EMF, Londres
- HOBcraft, J. N. et J. MCDONALD (1984). Birth Histories. Cross National Summary. WFS Comparative Studies N° 28
- LERIDON, H. (1969). Some comments on the article by Srinivassan: a probability model applicable to the Study of inter-live birth intervals and random segments of the same. Population Studies 23:
- POTTER, J. E. (1977). Problems in using - Birth-history analysis to estimate trends in fertility. Population Studies, Vol. 31, N° 2
- RODRIGUEZ, German et James TRUSSEL (1979). Maximum Likelihood estimation of the parameters of Coale's model nuptiality Schedule, WFS, London
- RODRIGUEZ, German et John N. HOBcraft (1980). Illustrative Analysis: Life Table Analysis of Birth Intervals in Colombia. WFS Scientific Report N° 16
- RODRIGUEZ, G. J. HOBcraft, J. MCDONALD, J. MENKEN et J. TRUSSEL (1983). A Comparative Analysis of Birth Intervals. WFS Technical Papers N° 2199
- RODRIGUEZ, German et Jane MENKEN (1982). Births 1.8: Life Table Analysis of Birth Intervals - User's Guide. WFS Technical Bulletins N° 6
- ROGERS, Andrei et Jacques LEDENT (1976). Increment - Decrement Life Tables : A comment. Demography N° 13
- SCHOEN, Robert et VERNE E. Nelson (1974). Marriage, divorce and mortality : A Life Table Analysis. Demography N° 11
- SMITH, David P. (1980). Life Table Analysis. WFS Technical Bulletins N° 6
- SRINIVASAN, K. (1967). A probability model applicable to the Study of inter-live birth intervals and random segments of the same. Population Studies 21 : 63 - 70
- SRINIVASAN, K. (1980). Birth Interval Analysis in Fertility Surveys. WFS Scientific Reports N° 7
- TUKEY, J. W. (1977). Explanatory Data Analysis. Addison - Wesley
- UNITED NATIONS, Department of International Economic and Social Affairs (1987). A comparative Evaluation of Data Quality in Thirty Eight World Fertility Surveys.
- UNITED NATIONS, Economic Commission for Africa, Population Division (1985). Niveaux, tendances, facteurs de la fécondité au Cameroun, au Kenya et au Sénégal. ECA/PD/WP/1985/4
- UNITED NATIONS, Economic Commission for Africa, Population Division (1988). Les déterminants proches de la fécondité dans quelques pays africains. ECA/POP/TP/88/1 (2.1 (ii) (a))