

PARTIE III

**LE CONTEXTE
DE LA TRANSITION
DE LA FÉCONDITÉ**

8. Déterminants de la fécondité et contexte local au Maroc rural : une application des modèles multi-niveaux

Bruno Schoumaker¹

La nécessité d'intégrer les facteurs individuels et contextuels dans l'explication des phénomènes démographiques a été soulignée à de nombreuses reprises au cours des vingt dernières années. Récemment, les modèles multi-niveaux sont venus enrichir les outils disponibles pour ce type de recherches. Ils offrent des intérêts à la fois statistiques et substantifs, en permettant notamment des analyses exploratoires via les résidus contextuels.

L'analyse proposée ici concerne la fécondité au Maroc rural. Elle montre, à l'aide de modèles multi-niveaux, l'importance de quelques variables relatives au contexte local dans l'explication des différences de fécondité. Les résidus contextuels indiquent également une utilité possible des modèles multi-niveaux pour la sélection de contextes particuliers à étudier de manière intensive.

Bien que certains problèmes conceptuels et méthodologiques limitent l'interprétation des effets obtenus, ces résultats indiquent l'influence probable de la mortalité infanto-juvénile, de la structure par sexe de la communauté et de l'accès aux médias. À l'inverse, les services de planification familiale ne montrent pas de relation avec la fécondité individuelle. Des méthodologies et des données permettant des analyses multi-niveaux des changements de fécondité seraient cependant fortement souhaitables pour répondre à certaines lacunes des analyses présentées ici.

V. Piché et J. Poirier [20] résumaient récemment les avis formulés par différents chercheurs sur l'impasse dans laquelle les démographes se trouvaient face à l'explication des déterminants de la fécondité. D'une manière générale, tous s'accordaient pour dire qu'une place trop importante avait été accordée jusqu'ici aux causes (et aux données) individuelles, négligeant l'environnement économique, social, culturel et politique plus ou moins immédiat.

L'approche institutionnelle préconisée par G. McNicoll [19] et l'économie politique de la fécondité de S. Greenhalgh [15] témoignent clairement de la volonté, depuis quelques années, d'aborder les déterminants de la fécondité dans une perspective « multi-niveaux », donnant un poids important aux institutions locales, nationales, voire internationales. Ces approches explicatives reconnaissent également la place de l'histoire dans l'explication des phénomènes démographiques. Elles utilisent notamment des méthodes anthropologiques et historiques.

1. Institut de démographie, UCL, Belgique.

Une autre voie qui s'est développée au cours des deux dernières décennies pour intégrer les déterminants de la fécondité à différents niveaux d'analyse est basée sur la prise en compte, dans les enquêtes démographiques classiques, de variables communautaires se rapportant à des entités concrètes telles des écoles ou des services de santé et à des aspects de l'organisation sociale, économique et administrative [21]. Récemment, les modèles multi-niveaux sont venus enrichir les outils statistiques susceptibles d'aider à mesurer l'importance de ces facteurs dans les différences et changements de fécondité. Leur utilité pour l'analyse des déterminants contextuels de la fécondité a été discutée par plusieurs auteurs (voir par exemple [6]).

Notre objectif est ici d'analyser les déterminants individuels et contextuels de la fécondité au Maroc rural dans cette seconde perspective, à l'aide de modèles multi-niveaux². Il s'agit d'une part de dégager des variables individuelles et contextuelles importantes dans l'explication des différences de fécondité au Maroc rural et d'ouvrir des pistes pour des analyses plus approfondies.

Évolution de la fécondité au Maroc

Le Maroc, à l'instar des autres pays du Maghreb, a connu une baisse importante de sa fécondité au cours des deux à trois dernières décennies [1]. A la fin des années soixante-dix, l'indice synthétique de fécondité était encore estimé à près de 6 enfants par femme au niveau national. Au recensement de 1994, la fécondité n'était plus que 3,3 enfants par femme, ce qui représente une baisse de près de 45% en une quinzaine d'années. Alors qu'en milieu urbain elle approchait les 2 enfants par femme au milieu des années quatre-vingt-dix, en milieu rural elle était encore autour de 5,5 enfants dans l'Enquête Nationale sur la Population et la Santé de 1992 (ENPS-II) et serait, selon l'Enquête de Panel sur la Population et la Santé (EPPS), d'environ 4,5 enfants par femme pour la période 1992-94.

La baisse de la fécondité s'est opérée à travers un important recul de l'âge au mariage et un accroissement sensible de la pratique contraceptive [13]. L'âge moyen au premier mariage des femmes est passé de 19,6 ans au début des années soixante-dix à plus de 26 ans au milieu des années quatre-vingt-dix. En milieu rural, au cours de la même période, il a augmenté de près de 6 ans, passant de 18,4 ans à plus de 24 ans. La prévalence contraceptive moderne, estimée à 21% pour l'ensemble du pays en 1984 serait supérieure à 42% au milieu des années quatre-vingt-dix. En milieu rural, elle est passée d'environ 14% en 1984 à 28% en 1992, pour atteindre près de 36% en 1995.

Si la baisse de la fécondité en milieu rural reste relativement modeste par rapport au milieu urbain, il n'en existe pas moins une grande diversité de la fécondité dans le monde rural, que ce soit entre groupes socio-économiques ou entre contextes géographiques. Par exemple, les femmes rurales instruites avaient, selon l'ENPS-II (1992), une fécondité de 3,2 enfants (ISF), contre 5,7 enfants pour les femmes n'ayant jamais été à l'école. Au niveau des contextes, le recensement de 1994 montre des ISF allant de 2,3 à 8,7 enfants par femme dans les communes rurales dans lesquelles se trouvent les grappes de sondage de l'ENPS-II.

2. Nous ne développerons pas ici les aspects statistiques des modèles (voir par exemple [8 et 17]).

Tableau 1 : Évolution de l'indice synthétique de fécondité, de l'âge moyen au premier mariage et de la prévalence contraceptive par milieu de résidence (1960-95)

| Source | ISF | | | Age moyen au premier mariage (2) | | | Prévalence contraceptive (méthodes modernes) | | |
|---------------|---------|-------|---------|----------------------------------|-------|-------|--|-------|-------|
| | Urbain | Rural | Total | Urbain | Rural | Total | Urbain | Rural | Total |
| EOM (62) | 7,8 (1) | 6,9 | 7,2 (1) | — | — | — | — | — | — |
| RGPH (71) | — | — | — | 20,3 | 18,4 | 19,6 | — | — | — |
| ENFPF (80) | 4,4 | 7,0 | 5,9 | 23,0 | 20,2 | 21,6 | — | — | — |
| RGPH (82) | 4,3 | 6,6 | 5,5 | 23,7 | 21,0 | 22,2 | — | — | — |
| ENPC (83-84) | 3,7 | 6,7 | 5,8 | — | — | — | 33,4 | 13,6 | 21,1 |
| ENPS-I (87) | 3,2 | 5,9 | 4,6 | — | — | 23,5 | 42,0 | 19,7 | 28,9 |
| ENDPR (86-87) | 2,8 | 6,0 | 4,5 | 25,4 | 21,5 | 23,4 | — | — | — |
| ENPS-II (92) | 2,5 | 5,5 | 4,0 | — | — | 24,9 | 45,8 | 27,7 | 35,5 |
| RGPH (94) | 2,6 | 4,3 | 3,3 | 26,9 | 24,2 | 25,8 | — | — | — |
| ENF (95) | 2,6 | 4,7 | 3,6 | 27,9 | 24,3 | 26,3 | — | — | — |
| EPPS (95) | 2,2 | 4,5 | 3,3 | — | — | 25,3 | 51,0 | 35,6 | 42,4 |

(1) : Estimations [10]. (2) : Calculés par la méthode de Hajnal.

Sources : EOM (92) : Enquête à Objectifs Multiples ; RGPH (71) : Recensement Général de la Population et de l'Habitat (1971) ; ENFPF (80) : Enquête Nationale sur la Fécondité et la Planification familiale ; RGPH (82) : Recensement Général de la Population et de l'Habitat (1982) ; ENPC (83-84) : Enquête Nationale de Prévalence Contraceptive (1983-84) ; ENPS-I (87) : Enquête Nationale sur la Population et la Santé (1987) ; ENPDR (86-87) : Enquête Nationale Démographique à Passages répétés (1986-87) ; ENPS-II (92) : Enquête sur la Population et la Santé (1992) ; ENF (95) : Enquête Nationale sur la Famille (1995) ; EPPS (95) : Enquête de Panel sur la Population et la Santé (1995).

Ces exemples suggèrent l'importance des deux dimensions dans l'analyse des déterminants de la fécondité au Maroc rural : une dimension micro, dans laquelle les variables individuelles jouent le rôle important qu'on leur connaît, mais aussi une dimension macro, dans laquelle les caractéristiques du contexte local influencent les comportements en matière de fécondité. Il est en effet peu probable que les seules variables individuelles puissent rendre compte de cette hétérogénéité entre contextes.

Sources des données et variables individuelles et contextuelles

Les données individuelles proviennent de l'Enquête Nationale sur la Population et la Santé de 1992 (ENPS-II). Cette enquête, réalisée dans le cadre du programme d'enquêtes de démographie et de santé (EDS), a touché 9 256 femmes de 15-49 ans [4]. Nous travaillons ici sur l'échantillon des femmes du milieu rural au moment de l'enquête (4 706 femmes), et nous nous restreignons à celles âgées de 25 à 39 ans (1 923 femmes). Elles constituent les unités d'observation au premier niveau. Le choix du groupe d'âge 25-39 ans est guidé par plusieurs considérations, notamment

celle de limiter les problèmes d'interprétation causés par le fait de « mélanger » des générations dont les histoires reproductives ont eu lieu à des périodes très différentes, tout en s'intéressant à des femmes ayant une fécondité suffisamment importante pour dégager des différences significatives entre contextes, et suffisamment récente pour être expliquée par des variables relatives au moment de l'enquête.

Les communautés sont les 74 grappes de sondage de l'enquête en milieu rural que nous avons retenues³. Ce choix est bien sûr influencé par le type de données disponibles, mais il représente également une échelle (le contexte local) à laquelle les structures d'opportunités matérielles et démographiques et les interactions sociales influencent les comportements en matière de fécondité.

Les données contextuelles sont issues de différentes sources. Le module « disponibilité des services » de l'ENPS-II fournit des informations sur la disponibilité de services de santé et de planification familiale, d'établissements scolaires, de services publics (poste, police, etc.), dont nous avons extrait plusieurs variables. Des données contextuelles ont également été obtenues par agrégation de données individuelles de l'ENPS-II. D'autres données sont extraites du recensement de 1982 et de l'inventaire des services de santé au Maroc en 1995 (Ministère de la santé publique)⁴.

Les variables individuelles et contextuelles retenues dans cette analyse sont reprises dans le tableau 2. La variable dépendante est le nombre d'enfants nés vivants de la femme. Les variables explicatives démographiques sont le groupe d'âge dans lequel se trouve la femme au moment de l'enquête et la durée de mariage. Les variables socio-économiques individuelles font notamment référence à l'instruction, au niveau de vie, au travail de la femme et au degré d'ouverture aux médias. Les variables communautaires concernent la mortalité infanto-juvénile, la structure par sexe, l'accès aux médias, la scolarisation moyenne, le mode de production et la présence de services sanitaires et de planification familiale.

La diversité des hypothèses théoriques relatives à ces variables est bien connue. En ce qui concerne l'instruction de la femme, elle peut influencer la fécondité par le retard de l'âge au mariage ou par « l'exposition à des valeurs qui ébranlent les normes traditionnelles et les relations familiales favorisant une fécondité élevée » [28 : 215]. Son impact peut également être indirect, en influençant le travail salarié, en réduisant la mortalité des enfants, etc. Nous utilisons ici une variable dichotomique qui distingue les femmes ayant été à l'école de celles n'y ayant jamais été.

Selon plusieurs auteurs, la fécondité élevée des pauvres serait un des éléments d'une stratégie de survie, visant à augmenter la main-d'œuvre disponible et à assurer une sécurité en cas de maladie et pour la vieillesse (voir [7 et 14] pour le Maroc ; [22]). Nous mesurons le niveau de vie matériel à l'aide d'un indicateur composite⁵.

3. Nous n'avons pu obtenir de données contextuelles complémentaires sur l'une des 75 grappes échantillonnées.

4. Les données du recensement et les données du Ministère de la santé font référence à des dates différentes de l'ENPS-II. Par ailleurs, les données de l'ENPS-II se rapportent à la grappe de sondage, alors que les autres sources ont comme limite la commune rurale (une grappe d'échantillonnage de l'enquête ENPS-II est plus petite qu'une commune rurale). Nous posons donc l'hypothèse que les données au niveau communal sont représentatives de la grappe, et d'autre part que les variables mesurées à d'autres périodes reflètent des différences entre contextes relativement stables dans le temps.

5. L'indicateur est construit comme une moyenne simple. Les neuf variables retenues dans l'indicateur sont le fait de posséder un vélo, une moto, une voiture, une radio, une TV, un réfrigérateur, le fait d'avoir électricité, le type de toilette et la source d'eau de boisson.

Nous prenons également une variable binaire indiquant si la source d'eau est située à plus de cinq minutes du logement, comme indicateur du bénéfice potentiel de la main-d'œuvre familiale [14].

Tableau 2 : Variables individuelles et contextuelles

| Types | Variables | Source | Période ou date | Moyenne (1) | Écart-type | Min | Max |
|-----------------------------------|--|--------|-----------------|-------------|------------|-------|-------|
| Variable dépendante | Nombre d'enfants nés vivants (femmes de 25-39 ans) | ENPS | 1992 | 3,93 | 2,81 | 0 | 14 |
| Variables individuelles et ménage | Instruction | ENPS | 1992 | 0,069 | 0,253 | 0,000 | 1 |
| | Niveau de vie du ménage (2) | ENPS | 1992 | 0,219 | 0,172 | 0,000 | 0,89 |
| | Salariée | ENPS | 1992 | 0,022 | 0,146 | 0,000 | 1 |
| | Accès aux médias (radio ou TV) | ENPS | 1992 | 0,712 | 0,453 | 0,000 | 1 |
| | Lit le journal chaque semaine | ENPS | 1992 | 0,032 | 0,177 | 0,000 | 1 |
| | Approbation des messages de PF à la radio | ENPS | 1992 | 0,883 | 0,322 | 0,000 | 1 |
| | Temps à la source d'eau (plus de 5 minutes) | ENPS | 1992 | 0,620 | 0,486 | 0,000 | 1 |
| | Groupe d'âge 30-34 ans | ENPS | 1992 | 0,345 | 0,476 | 0,000 | 1 |
| | Groupe d'âge 35-39 ans | ENPS | 1992 | 0,295 | 0,456 | 0,000 | 1 |
| | Durée de mariage | ENPS | 1992 | 11,60 | 6,77 | 0,000 | 27 |
| Variables contextuelles | Quotient de mortalité infanto-juvénile (3) | ENPS | 62-92 | 0,138 | 0,052 | 0,043 | 0,300 |
| | Niveau de vie moyen (2) | ENPS | 1992 | 0,223 | 0,120 | 0,039 | 0,502 |
| | Indice moyen d'accès aux médias | ENPS | 1992 | 0,728 | 0,213 | 0,093 | 0,985 |
| | % d'enfants scolarisés (4) | ENPS | 1992 | 0,451 | 0,254 | 0,010 | 0,883 |
| | % de femmes scolarisées (4) | ENPS | 1992 | 0,080 | 0,088 | 0,000 | 0,311 |
| | % d'hommes parmi les 16-59 ans | ENPS | 1992 | 0,458 | 0,060 | 0,240 | 0,562 |
| | % de la population agricole | RGPH | 1982 | 0,593 | 0,199 | 0,186 | 0,924 |
| | Présence d'une pharmacie | MSP | 1995 | 0,499 | 0,500 | 0,000 | 1 |
| | % de la période avec formation sanitaire (5) | MSP | 77-91 | 0,883 | 0,270 | 0,000 | 1 |
| | Présences d'équipes mobiles | ENPS | 1992 | 0,813 | 0,390 | 0,000 | 1 |

Notes : (1) : Les moyennes des variables contextuelles sont non-pondérées. (2) : Le niveau de vie est mesuré par un indicateur composite de possession de biens. (3) : Les quotients de mortalité infanto-juvénile ont été calculés sur les naissances de 1962 à 1986 dans chaque communauté. Les données des enquêtes ENPS-I (1987) et ENPS-II (1992) ont été regroupées pour le calcul des quotients. (4) : Les proportions d'enfants scolarisés sont calculées en rapportant le nombre d'enfants de 6 à 18 ans ayant été à l'école au nombre total d'enfants de 6 à 18 ans dans l'enquête ménage dans chaque communauté. Les proportions d'adultes scolarisés sont calculées de la même manière sur les individus de plus de 18 ans. (5) : Le % de la période avec une formation sanitaire est mesuré en rapportant le nombre d'années durant lesquelles le service était présent à la période de 15 ans.

Sources : ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé, 1992 ; MSP : Ministère de la Santé Publique, 1995 ; RGPH : Recensement Général de la Population et de l'Habitat, 1982

Plusieurs études ont également montré que l'emploi des femmes favorise une plus faible fécondité [28], du fait de l'incompatibilité des rôles de mère et de travailleuse et du coût d'opportunité que représente la fécondité élevée. Cette variable représente par ailleurs aussi une dimension de l'émancipation [1] et du statut de la femme [18]. Nous prenons ici comme variable relative à l'emploi des femmes le fait d'être salariée.

L'accès aux médias (radio et télévision) est généralement considéré comme ayant un impact négatif sur la fécondité. Cette variable peut influencer la fécondité via la dif-

fusion d'informations relatives à la planification familiale [29], mais également par la diffusion de valeurs et modèles extérieurs à la société. Nous utilisons ici le fait de regarder la télévision ou d'écouter la radio au moins une fois par semaine. Comme indicateur d'ouverture au contrôle de la fécondité, nous utilisons également la variable « approbation de l'utilisation des médias dans la diffusion de messages sur la planification familiale ». Une troisième variable, le fait de lire les journaux au moins une fois par semaine, est également retenue dans les analyses.

Au niveau contextuel, les facteurs susceptibles d'influencer les comportements de fécondité sont également nombreux. Nous cherchons à tester plusieurs effets considérés comme potentiellement importants, sans toutefois pouvoir traiter certains d'entre eux par manque de données. Par exemple, comme Y. Courbage le souligne, « les émigrants sont des acteurs décisifs des changements sociaux, familiaux et démographiques du fait de leur influence économique sur leur communauté » [12 : 86], mais nous ne disposons pas des données pertinentes pour traiter une telle hypothèse.

L'influence de la mortalité sur la fécondité, via l'effet d'assurance, est l'un des effets contextuels possibles qui a été testé dans plusieurs travaux. L'idée à la base de cet effet est que le niveau de mortalité du contexte influence la perception que les individus ont des risques de mourir de leurs enfants. Une mortalité élevée favoriserait une « sur-assurance », afin qu'au moins quelques enfants survivent. La mortalité peut toutefois également influencer la fécondité au niveau micro, à travers l'effet de remplacement et le raccourcissement de l'aménorrhée post-partum. Etant donné que ces effets ne sont pas contrôlés au niveau micro, l'interprétation de la relation de cette variable avec la fécondité reste délicate dans nos modèles (compte tenu également des deux sens possibles de la causalité). La mortalité est mesurée ici par le quotient de mortalité infanto-juvénile pour les naissances des trente années précédant l'enquête au niveau de chaque communauté.

Une autre variable contextuelle ayant un impact possible sur la fécondité est la structure par sexe de la communauté. Une structure par sexe déséquilibrée peut influencer la fécondité via la nuptialité (retard de l'âge au mariage), dans la mesure où cette variable traduit un déséquilibre du marché matrimonial de la communauté. Elle peut également refléter des séparations temporaires des époux et une abstinence sexuelle plus longue, c'est-à-dire des effets individuels agrégés. Cette variable est mesurée par la proportion d'hommes parmi les individus de 16-59 ans dans la grappe de sondage.

L'influence de la proportion de femmes instruites dans la communauté sur la fécondité individuelle a été testée dans divers contextes [26], et plusieurs mécanismes ont été avancés pour interpréter cet effet de « débordement » [11]. L'instruction des femmes de la communauté favoriserait notamment la diffusion de normes relatives à la faible fécondité ou l'utilisation de la contraception [26]. Toutefois, « le niveau moyen d'instruction reflète probablement un ensemble diffus de facteurs sous-jacents » [9 : 901]. Une forte scolarisation des enfants modifierait les coûts et les bénéfices des enfants et favoriserait la diffusion d'idées occidentales [9 et 16]. Les variables sont mesurées par la proportion de femmes de plus de 18 ans ayant été à l'école et la proportion d'enfants de 6 à 18 ans ayant été à l'école.

L'accès moyen aux médias est calculé comme la proportion de femmes de la communauté qui écoutent la radio ou regardent la télévision au moins une fois par semaine. L'hypothèse à la base de cet effet contextuel est également que les messages

et idées véhiculés par les médias peuvent être transmis de manière indirecte, c'est-à-dire par l'intermédiaire de femmes de la communauté qui écoutent les médias.

La proportion de population agricole reflète le degré d'intégration de la communauté dans l'économie moderne et les opportunités d'emploi dans le secteur salarié. Elle est également un indicateur du besoin de main-d'œuvre agricole et de la demande d'enfants.

Enfin, des effets communautaires plus « concrets » concernent l'accessibilité des soins de santé et des méthodes contraceptives, l'hypothèse étant qu'une meilleure accessibilité favorise une fécondité plus faible. Cette hypothèse, malgré son caractère presque évident [5], a souvent posé des problèmes d'analyse, sur lesquels nous reviendrons. Nous retenons ici trois variables : la proportion de la période (1977-91) durant laquelle une formation sanitaire (hôpital, centre de santé ou dispensaire) était présente, la présence de pharmacies, et l'existence de structures mobiles (visites à domicile, équipes mobiles, etc.)⁶. Les deux premières variables sont extraites de la base de données du Ministère de la santé publique, la troisième provient du module communautaire de l'ENPS-II.

Méthode d'analyse, problèmes conceptuels et démarche suivie

Outre les problèmes de qualité et de pertinence des données disponibles, les analyses multi-niveaux des déterminants de la fécondité sont soumises à des problèmes méthodologiques et d'interprétation [6, 9 et 23].

Au niveau de l'interprétation des relations, trois grands types de problèmes se posent (en plus des problèmes classiques de la régression) : les effets contextuels fallacieux et les effets d'auto-sélection et d'endogénéité. Brièvement, le premier fait référence au fait que des effets contextuels observés peuvent refléter de simples « effets de composition » si des variables individuelles importantes n'ont pas été contrôlées. Les deux autres problèmes traduisent le fait que la variable dépendante (par exemple la fécondité) peut « influencer » les caractéristiques du contexte dans lequel vit un individu : dans le premier cas, l'individu choisit son contexte en fonction de caractéristiques liées à la variable dépendante (sa fécondité), dans l'autre, les transformations du contexte (par exemple l'introduction de services de planification familiale) sont influencées par la variable dépendante (par exemple une fécondité élevée). Si dans le premier cas, le contrôle des variables individuelles pertinentes permet de « contourner » le problème, une approche dynamique est plus appropriée pour le second.

Un autre problème est lié au fait que les variables communautaires peuvent influencer la fécondité à travers plusieurs « chemins » [6] : l'offre d'enfants (variables intermédiaires telles que l'âge au mariage), la demande d'enfants (influences sur les coûts et bénéfices des enfants), ou encore les possibilités et coûts de la régulation de la fécondité (services de planification familiale). Les influences contextuelles sur la fécondité sont donc plus ou moins directes et peuvent avoir des effets opposés selon

6. Selon l'enquête ENPS-II, 52% des femmes en milieu rural s'approvisionnent en contraceptifs auprès des hôpitaux, centres de santé et dispensaires, environ 23% des équipes mobiles et des visites à domiciles, et 20% auprès des pharmacies (ce qui au total représente 95% des utilisatrices de la contraception moderne).

le « chemin ». Par ailleurs, « virtuellement toutes les variables contextuelles censées avoir un effet possible sur la fécondité [...] influencent la fécondité individuelle à travers des variables individuelles ou du ménage » [6 : 39]. La prise en compte simultanée des variables individuelles et communautaires dans un modèle statistique, sans distinguer leur statut (influence directe ou indirecte), risque d'aboutir à l'absence d'effet communautaire significatif. Une stratégie d'analyse possible repose sur l'interprétation séquentielle de modèles [16]⁷. Elle consiste à mesurer les relations des variables contextuelles avec la fécondité (d'abord une à une, ensuite simultanément), sans tenir compte de variables individuelles autres que l'âge. En comparant les coefficients de régression des variables contextuelles après la prise en compte des variables individuelles, on peut évaluer dans quelle mesure les variables contextuelles influencent la fécondité via des variables individuelles.

Un autre problème des analyses multi-niveaux concerne les méthodes d'analyse statistique. Dans les méthodes classiques de régression, le fait d'ignorer la corrélation des résidus à l'intérieur des contextes conduit le plus souvent à une sous-estimation des écarts-types des coefficients des variables explicatives, d'autant plus importante que ces variables ont une corrélation intra-contexte élevée (maximale pour les variables communautaires). Un intérêt des modèles multi-niveaux est de tenir compte de cette corrélation en introduisant dans l'équation un ou plusieurs termes d'erreur au niveau contextuel [8]. Outre cet intérêt statistique, les modèles multi-niveaux linéaires permettent de mesurer la variance résiduelle à chaque niveau d'analyse et de calculer la réduction de la variance contextuelle résultant de l'introduction de variables contextuelles ou individuelles [17]. Cela permet de mieux juger du poids des variables contextuelles dans l'explication des différences de fécondité et, dans une certaine mesure, de distinguer les effets contextuels et les effets de composition. Enfin, une autre propriété de ces modèles est de fournir des résidus au niveau contextuel, qui permettent de sélectionner des contextes particuliers pour des analyses plus approfondies. Malgré les limites des modèles multi-niveaux linéaires dans l'analyse de la fécondité (le caractère continu de la variable dépendante dans le modèle, une forte hétéroscédasticité des résidus, etc.), nous les utilisons ici car ils restent intéressants à plus d'un titre, l'extension du modèle linéaire « classique » à un modèle multi-niveaux étant relativement directe et les méthodes d'estimation fiables.

Résultats

Les variables contextuelles sont d'abord testées une à une, en contrôlant l'âge avec deux variables dichotomiques. De cette première étape (Tab. 3, modèle 1), il ressort la forte significativité de la mortalité infanto-juvénile, de la proportion de femmes ayant accès aux médias, des deux variables liées à l'instruction moyenne de la communauté, de la proportion d'hommes dans la communauté, du niveau de vie de la communauté et de la proportion de population active dans l'agriculture. À l'inverse, trois variables ne sont pas significatives. Il s'agit de la présence d'une pharmacie, d'une formation sanitaire dans la communauté et de structures mobiles délivrant des services de planification familiale.

7. D'autres approches possibles consistent à travailler avec des modèles de cheminement ou des modèles d'équations structurales.

Dans une deuxième étape, les variables contextuelles sont introduites pas à pas dans un modèle, les plus significatives étant entrées en premier lieu (les variables non significatives enlevées du modèle sont testées à nouveau par la suite). Quatre variables contextuelles sont fortement significatives (Tab. 3, modèle 2), et rendent compte à elles seules de 60% de la variance résiduelle entre contextes : la mortalité infanto-juvénile, la proportion d'hommes dans la communauté, la proportion de femmes ayant accès aux médias et la scolarisation moyenne des enfants. Soulignons ici que lorsque la scolarisation des enfants n'est pas introduite, la scolarisation des femmes est également, mais plus légèrement, significative. Ces deux variables ne sont pas clairement dissociables dans l'interprétation, du fait de leur forte corrélation.

Les variables individuelles sont également introduites pas à pas. Elles altèrent assez peu les coefficients des variables contextuelles, à l'exception toutefois de la scolarisation moyenne des enfants qui devient non significative (Tab. 3, modèle 3). Quatre variables individuelles, en plus du groupe d'âge, sont significatives et ont le signe attendu : l'instruction de la femme, le fait de lire un journal toutes les semaines, le fait d'être salariée, et le fait d'habiter à plus de cinq minutes de la source d'eau. La scolarisation moyenne devient non significative après la prise en compte de la distance à la source d'eau. Ces deux variables, dans nos hypothèses, représentent une dimension des bénéfices du travail des enfants, et nous gardons la plus significative. Au total, la variance individuelle est réduite d'à peine 2%, et la variance contextuelle diminue également de 2%. Les différences observées entre contextes sont donc pour une grande part attribuables à des variables contextuelles.

L'introduction de la durée de mariage a un impact nettement plus important (Tab. 3, modèle 4). Au niveau individuel, seule la distance à la source d'eau reste significative. Ceci semble indiquer que l'instruction de la femme, le fait d'être salariée et le fait de lire un journal sont liés à la fécondité essentiellement à travers l'âge au mariage. À l'inverse, la distance à la source d'eau aurait une influence sur la fécondité maritale, ce qui est compatible avec l'hypothèse d'une relation entre cette variable et la demande d'enfants. Les trois variables contextuelles restent significatives, ce qui indique également un impact sur la fécondité maritale. Une partie de l'influence de la proportion d'hommes sur la fécondité est probablement liée à l'influence du marché matrimonial sur l'âge au mariage, mais l'effet résiduel est sans doute à mettre en relation avec l'abstinence liée à une absence du mari (un effet individuel « agrégé »).

Quant à la relation entre l'accès aux médias et la fécondité, elle est significative au niveau contextuel et reste significative lorsque son équivalent individuel est introduit, ce qui soutient l'hypothèse d'un effet de diffusion, en plus de l'impact « micro » des médias. Comme dans les autres modèles, l'accès aux services de planification familiale n'est pas significatif.

Dans le modèle 5 (Tab. 3), les variables explicatives sont prises en compte comme des interactions avec la durée de mariage, la constante est de valeur nulle, et la variabilité entre contextes est modélisée à travers un terme d'erreur contextuel pour le coefficient de la durée de mariage. Les mêmes variables restent significatives et une variabilité de l'effet de la durée de mariage persiste entre les différents contextes.

Plusieurs interactions entre variables individuelles et contextuelles ont été testées dans les modèles, mais les résultats se sont révélés non concluants, et nous ne les reprenons pas ici. Nous avons aussi testé la variabilité entre contextes des coefficients de régression de variables individuelles, mais aucune variance significative n'a été obtenue.

Tableau 3 : Coefficients et écarts-types (entre parenthèse) des variables retenues dans les modèles

| Variables | Caractéristiques | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 |
|-----------------------------------|---|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|---------------------|
| Constantes | | 2,348 (0,124) | -0,354 (0,724) | -0,867 (0,732) | -1,045 (0,592) | — |
| Variables individuelles et ménage | Instruction | -1,197 (0,223) | — | -0,752 (0,278) | — | — |
| | Niveau de vie du ménage | -0,571 (0,388) | — | — | — | — |
| | Salariée | -1,274 (0,374) | — | -0,947 (0,377) | — | — |
| | Accès aux médias (radio ou TV) | -0,340 (0,129) | — | — | -0,221 (0,103) | -0,0155 (0,0075) |
| | Lit le journal chaque semaine | -1,611 (0,314) | — | -0,708 (0,394) | — | — |
| | Approbation des messages de PF à la radio | -0,004 (0,177) | — | — | — | — |
| | Temps à la source d'eau (plus de 5 minutes) | 0,401 (0,128) | — | 0,306 (0,124) | 0,220 (0,096) | 0,0186 (0,0073) |
| | Groupe d'âge 30-34 ans | 1,739 (0,130) | 1,748 (0,129) | 1,703 (0,128) | 0,064 (0,109) | 0,0651 (0,1031) |
| | Groupe d'âge 35-39 ans | 3,379 (0,135) | 3,374 (0,134) | 3,323 (0,134) | 0,314 (0,144) | 0,3326 (0,1384) |
| | Durée du mariage | — | — | — | 0,387 (0,020) | 0,293 (0,053) |
| Durée du mariage au carré | — | — | — | -0,004 (0,001) | -0,004 (0,001) | |
| Variables contextuelles | Quotient de mortalité infanto-juvénile | 7,056 (1,724) | 6,858 (1,553) | 7,207 (1,520) | 3,443 (1,228) | 0,2964 (0,1049) |
| | Niveau de vie moyen | -1,999 (0,858) | — | — | — | — |
| | Indice moyen d'accès aux médias | -1,427 (0,440) | -0,811 (0,387) | -0,811 (0,366) | -0,572 (0,312) | 0,0652 (0,0265) |
| | % d'enfants scolarisés | -1,192 (0,377) | -0,869 (0,347) | — | — | — |
| | % de femmes scolarisées | -3,152 (1,203) | — | — | — | — |
| | % d'hommes parmi les 16-59 ans | 3,416 (1,564) | 5,941 (1,301) | 5,967 (1,270) | 2,438 (1,028) | 0,2501 (0,0905) |
| | % de la population agricole | 1,421 (0,487) | — | — | — | — |
| | Présence d'une pharmacie | -0,132 (0,200) | — | — | — | — |
| | % de la période avec formation sanitaire | 0,033 (0,374) | — | — | — | — |
| | Présences d'équipes mobiles | 0,196 (0,274) | — | — | — | — |
| Variance de niveau 1 | | 5,514 | 5,506 | 5,392 | 3,191 | 3,046 |
| Variance de niveau 2 | | 0,507 | 0,202 | 0,198 | 0,145 | 0,00136 |

Modèle 1 : Modèle avec âge et variables testées une à une ; les variables de cette colonne sont testées séparément dans un modèle comprenant également les variables dichotomiques pour l'âge. Les variances et coefficients de la constante et de l'âge font référence au modèle « quasi-vide », dans lequel aucune variable explicative autre que l'âge n'est prise en considération.

Modèle 2 : Modèle contextuel. Modèle 3 : Modèle individuel et contextuel. Modèle 4 : Modèle avec durée de mariage. Modèle 5 : Modèles d'interactions avec durée de mariage ; les variables reprises dans cette colonne sont les interactions avec la durée de mariage, à l'exception des variables dichotomiques pour les groupes d'âge. La variance de niveau 2 est la variance du coefficient de la durée de mariage et n'est pas comparable aux variances des autres modèles.

En définitive, ces résultats montrent plusieurs choses. Premièrement, trois variables contextuelles semblent fortement associées à la fécondité individuelle, y compris après le contrôle de variables socio-économiques individuelles, de l'âge et de la durée de mariage : la mortalité infanto-juvénile, la proportion d'hommes dans la communauté et l'accès moyen aux médias. Des interprétations de ces variables au niveau contextuel sont possibles, mais pour deux d'entre elles, l'effet individuel n'a pas pu être contrôlé. Ainsi, la mortalité infanto-juvénile, au-delà de l'effet d'assurance, peut également avoir (et a certainement) un impact au niveau individuel (effet de remplacement et raccourcissement de l'aménorrhée). Par ailleurs, la relation observée dans nos modèles n'indique pas le sens de la causalité. L'importance de l'effet mérite toutefois d'être souligné. En ce qui concerne la proportion d'hommes, cette variable peut également opérer au niveau micro. Il semble toutefois qu'une partie de l'effet de cette variable soit à attribuer à un retard de l'âge au mariage, et donc se situe au niveau contextuel. C'est ce que l'analyse des résidus contextuels suggère également. Enfin, l'accès aux médias semble avoir un effet contextuel, en plus de l'effet individuel.

Les variables individuelles significatives sont relativement classiques. Les proportions de femmes instruites, qui lisent le journal ou qui ont un travail salarié sont toutefois faibles, et ces variables n'expliquent en fin de compte qu'une très faible part de la variance. Ces trois variables perdent aussi leur significativité avec le contrôle de la durée de mariage, ce qui suggère que leur impact sur la fécondité se fait essentiellement par l'intermédiaire de l'âge au mariage. A l'inverse, la distance à la source d'eau est significative, y compris après le contrôle de la durée de mariage, ce qui est compatible avec une interprétation (économique) en terme de demande d'enfants. L'accès aux médias, qui aurait plutôt une interprétation « culturelle », est également significatif après le contrôle de la durée de mariage.

Tableau 4 : Quelques variables contextuelles pour 6 contextes sélectionnés selon la valeur des résidus contextuels à partir d'un modèle multi-niveaux, Maroc rural

| Rang du résidu | Nom de la commune | Nombre d'usines (1) | Scolarisation des filles (en %) (2) | Mortalité infanto-juvénile (en %) (2) | Habitat rural (en %) (3) | % Hommes (2) | AMPM* (1994) (3) | ISF (1994) (3) |
|----------------|-------------------|---------------------|-------------------------------------|---------------------------------------|--------------------------|--------------|------------------|----------------|
| 1 | Had Imaouen | 0 | 3,6 | 116 | 89,8 | 27,4 | 27,0 | 3,8 |
| 2 | Sebt Guerdane | 1 | 25,6 | 85 | 3,4 | 47,4 | 24,0 | 3,0 |
| 3 | Ain Harrouda | 14 | 8,8 | 79 | 0,4 | 50,7 | 25,3 | 3,0 |
| 72 | Arbaa Sebah Ziz | 0 | 22,5 | 221 | 94,2 | 46,3 | 20,7 | 4,0 |
| 73 | Sidi Boubker | 0 | 1,5 | 152 | 73,5 | 53,7 | 20,5 | 6,2 |
| 74 | Talembot | 0 | 0,9 | 300 | 58,3 | 50,4 | 21,2 | 8,7 |

* : âge moyen au premier mariage, calculé par la méthode de Hajnal. Sources : (1) Badoc (1982) ; (2) : ENPS-II (1992) ; (3) : RGPH (1994).

Enfin, élément important, les variables relatives à l'accessibilité des services de planification familiale ne sont pas significatives. Ceci a déjà été observé au Maroc tant pour la fécondité que pour l'utilisation de la contraception [5]. Le fait que le programme de planification familiale existe depuis de nombreuses années et que la variabilité d'accès ne soit pas aussi importante qu'aux débuts de l'existence du programme sont des éléments pouvant partiellement expliquer ces résultats [5].

Bien que les coefficients issus du modèle multi-niveaux offrent des éléments d'interprétation utiles, ces résultats ne sont pas très différents de ceux fournis par des approches classiques, à l'exception des écarts-types et de l'estimation des variances résiduelles par niveau. Un intérêt de ces modèles est toutefois de fournir des résidus au niveau contextuel qui méritent d'être observés pour au moins deux raisons. D'une part, le modèle repose sur l'hypothèse (nécessaire de vérifier) de normalité des résidus contextuels. D'autre part, ces résidus sont un outil exploratoire très intéressant. Dans l'exemple ci-dessous, nous avons calculé leurs valeurs après avoir contrôlé le groupe d'âge par deux variables dichotomiques, sans variable explicative. Nous avons sélectionné ici les trois contextes pour lesquels les résidus sont les plus importants et les trois contextes pour lesquels ils sont les plus faibles, et mesuré pour ces six contextes les valeurs de plusieurs variables.

Cet exemple montre l'intérêt qu'il y a à comparer, dans une approche exploratoire, les résidus contextuels et les variables susceptibles d'influencer la fécondité. On constate par exemple que Had Imaouen, dans l'Anti-Atlas, a le résidu le plus faible (ce qui correspond à la fécondité ajustée la plus faible). Il s'agit d'un contexte rural, très isolé, avec une faible scolarisation et une mortalité relativement élevée, c'est-à-dire un contexte où l'on s'attend a priori à trouver une fécondité élevée. On constate toutefois un déficit d'hommes très important, à peine un quart de la population de 15-59 ans étant de sexe masculin. Les données du recensement de 1994 indiquent un âge moyen au premier mariage des femmes nettement plus élevé que dans les autres contextes (27 ans, contre 24,2 ans pour l'ensemble du milieu rural), ce qui corrobore l'hypothèse d'un effet contextuel de la structure par sexe sur la fécondité à travers l'âge au mariage. Un autre contexte dont le résidu est faible (Ain Harrouda) est par contre caractérisé par un nombre important d'usines, accompagné d'un salariat masculin relativement important. La situation semble donc ici plus classique. On constate à l'inverse que Talembot, dans le Rif, a la fécondité la plus élevée selon les résidus contextuels, ce qui est en accord avec l'indice synthétique de fécondité mesuré au recensement de 1994 (8,7 enfants). Cette fécondité élevée s'accompagne de la mortalité la plus élevée parmi les 74 contextes (300‰), et d'une scolarisation très faible des filles. Ces quelques exemples soulignent l'importance de certaines variables contextuelles dans les différences de fécondité et permettent de compléter l'analyse basée sur les seuls coefficients de régression. Ils suggèrent aussi la diversité des influences contextuelles possibles sur la fécondité. De telles analyses des résidus pourraient être réalisées également après que les variables explicatives individuelles et contextuelles aient été contrôlées, ce qui permettrait de sélectionner les contextes pour lesquels les résidus ont des valeurs extrêmes, et de les analyser de manière plus intensive. Cet outil pourrait ainsi être une passerelle entre des analyses quantitatives à grande échelle et des recherches de terrain à caractère plus anthropologique, les modèles multi-niveaux servant ici de guide dans la sélection des contextes pour des analyses approfondies.

*

* *

Nous avons montré qu'il existe une variabilité relativement importante de la fécondité entre contextes au Maroc rural, certaines communautés connaissant de faibles niveaux de fécondité, d'autres au contraire se situant à des niveaux très élevés. Nous avons cherché, à l'aide de modèles multi-niveaux, à expliquer cette hétérogénéité par des variables contextuelles et individuelles. Nos résultats indiquent que quelques variables contextuelles expliquent une part importante de la variance contextuelle, et une part de la variance résiduelle totale entre contextes plus élevée que les variables individuelles (à l'exception des variables démographiques).

La mortalité infanto-juvénile de la communauté est une variable fortement significative. L'interprétation de cette relation est limitée, compte tenu du fait que nous n'avons pas contrôlé l'effet au niveau micro, et que par ailleurs on ne peut en déduire le sens de la causalité. Cette observation confirme toutefois la relation généralement observée entre régions ou pays, et est en adéquation avec le schéma classique de la transition de la fécondité. Les médias semblent également importants dans l'explication des différences de fécondité, tant au niveau individuel que contextuel. Les autres variables individuelles significatives sont, elles aussi, en accord avec les déterminants classiques de la fécondité et les observations généralement faites au Maroc. Les résidus contextuels et, parallèlement, les modèles statistiques mettent par ailleurs en évidence l'influence du déséquilibre entre sexes au sein d'une communauté sur la fécondité, phénomène déjà relevé au Maroc [1]. Une meilleure prise en compte des caractéristiques du contexte local devrait toutefois passer par la collecte et l'intégration de données sur l'organisation sociale et économique des communautés. Il n'est pas sûr que de telles variables puissent être facilement utilisées dans des modèles statistiques, et, jusqu'à présent, peu d'enquêtes démographiques collectent des données de ce type. Les modèles statistiques multi-niveaux peuvent toutefois, s'il n'est pas possible d'y intégrer directement de telles variables, jouer le rôle de « guide » dans la sélection de communautés à analyser de manière approfondie, notamment à l'aide des résidus contextuels. C'est une complémentarité qui reste à explorer et exploiter.

Enfin, un autre élément mis en évidence ici est l'absence de relation entre les services de planification familiale et la fécondité. Bien que nous ne soyons pas le premier à avoir rencontré ce résultat, au Maroc [5] comme ailleurs [2], nous n'en concluons pas que la présence de ces services n'a aucun impact sur la fécondité. Les données et les méthodes utilisées appellent en effet à une certaine prudence. Une analyse multi-niveaux des changements de fécondité serait peut-être plus concluante, en permettant de se rapprocher d'un plan de recherche expérimental [27].

Plusieurs facteurs indiquent donc la nécessité d'aborder les analyses multi-niveaux dans une perspective dynamique. C'est le cas pour l'évaluation de l'effet des services de planification familiale, mais également pour distinguer de manière adéquate les différents effets de la mortalité (effets individuel ou contextuel et sens de la causalité). Les contraintes sont toutefois importantes, tant en ce qui concerne la disponibilité des données que l'existence de méthodes appropriées. Au niveau méthodologique, l'idée d'approches multi-niveaux des changements de fécondité est maintenant souvent évoquée [3 et 27], et l'analyse biographique multi-niveaux [25] semble la piste la plus prometteuse pour ce type de recherche. Le problème le

plus important risque de se poser au niveau des données, qui devraient idéalement consister en des données longitudinales sur les individus et les communautés dans lesquels ils vivent aux différents moments de leur existence. Inutile de souligner que l'on est aujourd'hui « loin du compte » dans ce domaine, même si des enquêtes de panel, comme cela a été fait au Maroc rural, ouvrent la voie à de nouvelles analyses.

Bibliographie

1. AJBILOU A., 1997, Analyse de la variabilité spatiale et temporelle de la primo-nuptialité au Maghreb, *Thèse de doctorat*, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, 257 p. + annexes.
2. ANGELES G., GUILKEY D. et MROZ T., 1997, Purposive Program Placement and the Estimation of Family Planning Program Effects in Tanzania, The Evaluation Project, Carolina Population Center, University of North Carolina, Chapel Hill, 49 p.
3. AXINN W., BARBER J. et GHIMIRE D., 1997, The neighborhood History Calendar : A Data Collection Method Designed for Dynamic Multilevel Modelling, *Sociological Methodology*, Vol. 27, p. 355-392.
4. AZELMAT M., AYAD M. et HOUSNI E.A., 1993, Enquête Nationale sur la Population et la Santé (ENPS-II) 1992, Ministère de la Santé Publique, Services des Études et de l'Information Sanitaire, Demographic and Health Surveys, Macro International INC., USA.
5. BERTRAND J., 1998, *The Dynamics of the Moroccan Family Planning Program*, Ministère de la Santé Publique / The Evaluation Project - Tulane University, Rabat / New Orleans, 66 p.
6. BILSBORROW R. et GUILKEY D., 1987, Community and Institutional Influence on Fertility : Analytical Issues, *World Employment Programme Research Working Paper*, n° 157, ILO, Geneva, 142 p.
7. BOURQUIA R., 1996, *Femmes et fécondité*, Afrique Orient, Casablanca, 135 p.
8. BRYK A. et RAUDENBUSH S., 1992, Hierarchical linear models : applications and data analysis methods, Sage, Newbury park, 265 p.
9. CASTERLINE J., 1987, The Collection and Analysis of Community Data, in CLELAND J. et SCOTT C., Eds., *The World Fertility Survey. An Assessment*, Oxford University Press, Oxford, p. 882-905.
10. CERED, 1986, *Analyses et tendances démographiques au Maroc*, CERED, Rabat, 214 p. + annexes.
11. COCHRANE S., 1979, *Fertility and Education. What Do We Really Know ?*, World Bank Staff Occasional Papers, n° 26, Johns Hopkins University Press, Baltimore, 175 p.
12. COURBAGE Y., 1995, Fertility Transition in the Mashriq and the Maghrib, education, emigration and the diffusion of ideas, in MAKHLOUF OBERMEYER C., Ed., *Family, gender and population in the Middle East ; policies in Context*, American University Press in Cairo, Cairo, p. 80-104.
13. COURBAGE Y., 1996, Transition féconde en contexte peu propice. Le Maroc de 1962 à 1994, *Arab Regional Population Conference*, Vol. 3, Le Caire, p. 186-219.
14. GHEMIRE N., 1995, La femme rurale. Caractéristiques socio-démographiques, in BELARBI A., Ed., *Femmes rurales*, Collection approches, n° 7, Éditions Le Fennec, Casablanca, p. 45-60.
15. GREENHALGH S., Ed., 1995, *Situating Fertility. Anthropology and Demographic Inquiry*, Cambridge University Press, Cambridge, 304 p.
16. HIRSCHMAN C. et GUEST P., 1990, Multilevel Models of Fertility Determination in Four Southeast Asian Countries : 1970 and 1980, *Demography*, Vol. 27, n° 3, p. 369-396.

17. KREFT I. et DE LEEUW J., 1998, *Introducing Multilevel Modelling*, Sage, London, 160 p.
18. MAKHLOUF OBERMEYER C., 1992, Islam, Women, and Politics : The Demography of Arab Countries, *Population and Development Review*, Vol. 18, n° 1, p. 33-60.
19. MCNICOLL G., 1994, Institutional analysis of fertility, *Population Council Research Division Working Paper*, n° 62, The Population Council, New York, 41 p.
20. PICHÉ V. et POIRIER J., 1995, Les approches institutionnelles de la fécondité, in GÉRARD H. et PICHÉ V., Eds., *La sociologie des populations*, Presses de l'Université de Montréal, AUPELF/UREF, Montréal, p. 117-137.
21. POTTER J., 1983, Effects of Societal and Community Institutions on Fertility, in BULATAO R. et LEE R., Eds., *Determinants of Fertility in Developing Countries*, Vol. 2, Academic Press, New York, p. 627-665.
22. SCHOUMAKER B. et TABUTIN D., 1999, Relations entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud. Connaissances, méthodologie et illustrations, *Document de Travail SPED*, n° 2, Département des sciences de la population et du développement, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, 32 p. + annexes.
23. SCHOUMAKER B., à paraître en 1999, Analyse multi-niveaux et explication de la fécondité dans les pays du Sud, in TABUTIN D. et al., Eds., *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Academia / L'Harmattan, Louvain-la-Neuve, 29 p.
24. SMITH H., 1989, Integrating theory and research on the institutional determinants of fertility, *Demography*, Vol. 26, n° 2, p. 171-184.
25. STEELE F. et CHOE M., 1997, Event History Analysis for Family Planning Programme Evaluation, *Paper prepared for the IUSSP/EVALUATION Project Seminar on Methods for the Evaluation of Family Planning Program Impact, Costa Rica, 14-16 May 1997*, 28 p.
26. TIENDA M., 1984, Community Characteristics, Women's Education and Fertility in Peru, *Studies in Family Planning*, Vol. 15, n° 4, p. 162-169.
27. TSUI A., HERMALIN A., BERTRAND J., KNOWLES J., STOVER J. et STEWART K., 1993, Evaluating Family Planning Program Impact : Needed Initiatives on a Persisting Question, *Demography India*, Vol. 22, n° 2, p. 133-154.
28. UNITED NATIONS, 1987, *Fertility Behaviour in the Context of Development*, United Nations, New York, 383 p.
30. WESTOFF C. et RODRIGUEZ G., 1993, The Mass Media and Family Planning in Kenya, *DHS Working Paper*, n° 4, Macro International, Columbia, 32 p.

9. La transition de la fécondité en Iran islamique

Marie Ladier-Fouladi¹

Avec l'avènement de la République islamique en 1979, l'évolution de la fécondité en Iran a été l'objet de nombreuses études et commentaires. Ces derniers, fondés sur une interprétation restreinte de la transition démographique et des résultats des estimations du niveau de la fécondité par des méthodes indirectes et non similaires indiquant une hausse depuis la Révolution, faisaient état d'un retournement de la tendance de la fécondité en raison du retour de l'islam sur la scène politique et de la re-islamisation du code civil et des lois matrimoniales. Mais le redressement des registres d'état civil permettant d'estimer moyennant quelques hypothèses les taux de fécondité des femmes iraniennes d'une manière analogue pour la période 1966-95 a révélé une toute autre vérité. La fécondité étant de près de 8 enfants, en moyenne, par femme en 1966 baisse lentement jusqu'en 1979, pour ensuite se stabiliser pendant un court laps du temps (1979-85) autour de 6,8 enfants par femme avant de décliner d'une manière spectaculaire pour amener le nombre moyen d'enfants par femme à 3,1 en 1995. L'amorce de la transition de la fécondité sous la République islamique a bien mis en évidence que l'institutionnalisation des règles de la charia n'a pas influencé le comportement démographique de la population. Elle rejette aussi les thèses qui, en accordant une importance décisive aux lois et projets politiques, négligent la dynamique de la société. En effet, malgré les lois favorables au maintien des traditions, l'âge moyen au premier mariage des femmes n'a cessé d'augmenter. Alors que pendant près de dix ans, les campagnes de limitation des naissances étaient arrêtées, les femmes motivées s'avéraient, d'une année sur l'autre, plus nombreuses pour maîtriser leur fécondité. Ainsi, la planification familiale de la République islamique, contrairement à celle de l'ancien régime, a connu immédiatement de grands succès et, en accompagnant les femmes dans leur projet, a accéléré la tendance à la baisse de la fécondité. Le mouvement de la société iranienne vers la modernité s'inscrit dans le nouveau contexte socio-culturel issu de la Révolution à laquelle jeunes hommes et femmes ont massivement participé. Le progrès de la scolarisation des jeunes générations de femmes leur permet de réduire leur écart dans ce domaine avec les hommes et de déstabiliser ainsi l'ordre patriarcal, à l'origine de la forte fécondité. Le déclin important de la fécondité depuis ces dix dernières années, grâce à la modernisation du comportement reproductif des femmes, annonce de nouveaux changements qui contribuent indubitablement à la redéfinition du rôle des femmes dans la famille et dans la société.

1. CNRS (Monde iranien), INED.

Avant la Révolution islamique, la forte fécondité en Iran ne suscitait pratiquement aucune polémique, parce que l'on tenait pour établi que la laïcisation des lois matrimoniales, les législations destinées à promouvoir la situation des femmes et enfin la mise en place de la planification familiale (1967) conduiraient à la baisse de la fécondité. Cette vision, qui néglige complètement la dynamique de la société en accordant un rôle décisif aux lois et aux mesures politiques dans les changements sociaux, constitua le fondement des commentaires sur l'évolution de la fécondité en Iran après l'avènement de la République islamique. Pour les observateurs, le retour de l'islam sur la scène politique était synonyme de retour aux traditions millénaires de la société mecquoise du VII^e siècle, et de remise en cause de la politique de modernisation en cours depuis une quinzaine d'années. La re-islamisation des lois matrimoniales, l'arrêt des campagnes de limitation des naissances (même si l'usage des contraceptifs n'a jamais été interdit) et l'imposition du port du voile aux femmes par le gouvernement islamique leur en fournissaient les signes évidents. De surcroît, la comparaison du niveau de la fécondité estimé par des méthodes indirectes (faute des données appropriées), et non similaires, indiquant une baisse nette entre 1966 et 1976 et une hausse entre 1976 et 1986 servait d'appui à leurs arguments (voir en particulier [1]). Dès lors, toutes les analyses sur la situation démographique de l'Iran post-révolutionnaire sont marquées par cette idée centrale : l'application des lois de la *charia* a jugulé la transition démographique, supposée entamée dans les années soixante-dix, voire provoqué une hausse de la fécondité. Alors que depuis la seconde moitié des années quatre-vingt, la fécondité n'a cessé de décliner, malgré les lois et les législations défavorables, on a tenté de l'expliquer par la reprise de la politique dynamique de contrôle des naissances (1989) de la République islamique. Il nous revient donc d'observer tout d'abord ce qu'il en fut vraiment de cette évolution de la fécondité, avant de réviser ces jugements en analysant de manière approfondie l'effet réel des lois et des mesures politiques sur les déterminants de la baisse de la fécondité.

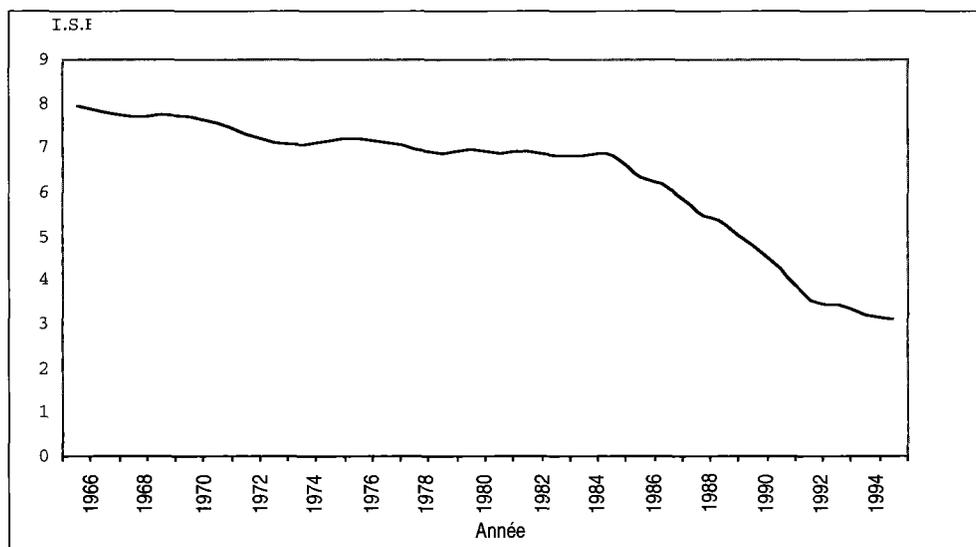
Évolution de la fécondité entre 1966 et 1996

Les données incomplètes ont conduit, jusqu'à une date assez récente, à recourir aux diverses méthodes indirectes en fonction du type des statistiques disponibles pour chaque période, recensements ou enquêtes ponctuelles, afin d'estimer la fécondité des femmes iraniennes. Ainsi, par trois méthodes différentes d'estimation, on obtenait 7,7 enfants en moyenne par femme en 1966, 6,3 en 1976 et 7 en 1986². Compte tenu des controverses que provoque la confrontation des résultats de ces estimations provenant de méthodes dissemblables et par souci d'évaluer le niveau de la fécondité d'une manière analogue, nous avons préféré nous servir des registres d'état civil afin de constituer, pour la première fois, une série continue et de suivre la tendance de la fécondité sur une durée plus longue. Dans la mesure où ces registres s'avéraient défectueux, nous les avons d'abord redressés avant d'estimer,

2. Pour 1966, plusieurs opérations, à partir des résultats du recensement de 1966, le réajustement de la population recensée, le rapport enfants/femmes et les coefficients de pondération des taux de fécondité par âge établis par les Nations Unies, ont servi pour évaluer les taux de fécondité. Tandis que pour 1976, ces derniers proviennent des résultats d'une enquête à passage répétée entre 1973 et 1976. Pour 1986, ils ont été estimés par la méthode de W. Brass, connue sous le nom de « rapport P/F » grâce aux statistiques disponibles dans les résultats du recensement de 1986 [2 et 13].

moyennant quelques hypothèses, les taux de fécondité³. Selon nos résultats (Fig. 1), la fécondité qui est à près de 8 enfants en moyenne par femme en 1966, tend à baisser lentement jusqu'en 1979 où elle se stabilise à un niveau encore élevé, 6,8 enfants. Après une courte période de stabilité (1979-85), le déclin réapparaît depuis 1986 mais cette fois, il est brutal. Entre 1986 et 1995, la fécondité a diminué de moitié, passant de 6,4 enfants en 1986 à 3,1 enfants en 1995. Nos estimations sont, par ailleurs, confirmées par les résultats de l'enquête sur la famille et la fécondité réalisée en 1996⁴ dans la ville de Shiraz, la cinquième ville iranienne du point de vue de l'importance démographique, qui comptait à cette date près d'un million d'habitants. L'indice synthétique de fécondité (Fig. 2), qui était de 4,9 enfants en moyenne par femme en 1971-76, recule légèrement pour rester constant au niveau de 4,7 enfants, en 1976-86. Il atteint 3,6 enfants en 1986-91, puis le rythme de la baisse s'accélère pour amener le nombre moyen d'enfants par femme à 2,2 en 1991-96. La similitude de la tendance de la fécondité à l'échelle nationale et à l'échelle de la ville de Shiraz témoigne de la simultanéité du mouvement dans l'ensemble du pays sous l'effet de causes vraisemblablement communes.

Figure 1 : Nombre moyen d'enfants par femme (ensemble du pays)



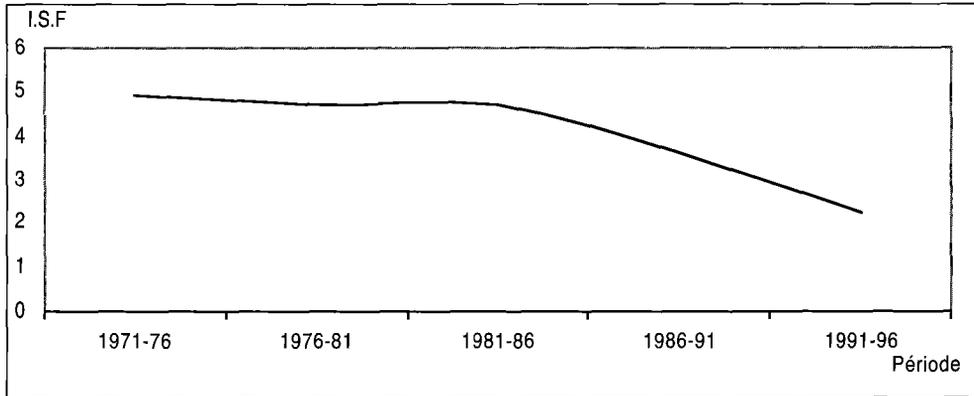
La transition de la fécondité, compte tenu de nos estimations a donc commencé sous la République islamique alors que l'on a pendant longtemps laissé croire à un scénario radicalement opposé. Cette transition est un événement majeur dans l'histoire sociale de l'Iran. De plus, elle est hautement significative dans la mesure où elle s'est réalisée en dépit de l'idéologie des dirigeants, idéologie qui s'est traduite par une législation et des mesures coercitives, notamment à l'égard des femmes. Ces

3. Pour les explications détaillées des méthodes d'ajustement, voir [6].

4. Dans le cadre d'une convention de recherche entre l'INED et l'Institut de Recherche en Planification et Développement (IRPD) de l'Organisation du Plan et du Budget de la République islamique et avec le concours du Centre de Population de l'Université de Shiraz (CPUS), une enquête intitulée « Famille et fécondité de Shiraz » a été réalisée dans la ville de Shiraz, en 1996. Les résultats préliminaires de cette enquête sont déjà produits dans [5].

conditions étaient a priori très défavorables à une telle transformation. Reste, bien sûr, à s'interroger sur les facteurs qui ont pu faire évoluer la société et avec elle la fécondité en déjouant l'effet de l'idéologie du gouvernement islamique.

Figure 2 : Tendence de la fécondité à Shiraz



Les modifications des lois et les déterminants proches de la fécondité

Pour comprendre le déclin de la fécondité, nous nous penchons d'abord sur les déterminants proches (âge au premier mariage des femmes, contraception, allaitement au sein et avortement). Mais dans la mesure où nous ne disposons pas des données suffisantes pour examiner les deux derniers nous étudierons spécifiquement les deux premiers, d'autant plus que les arguments mettant en avant les changements législatifs les concernaient en premier lieu.

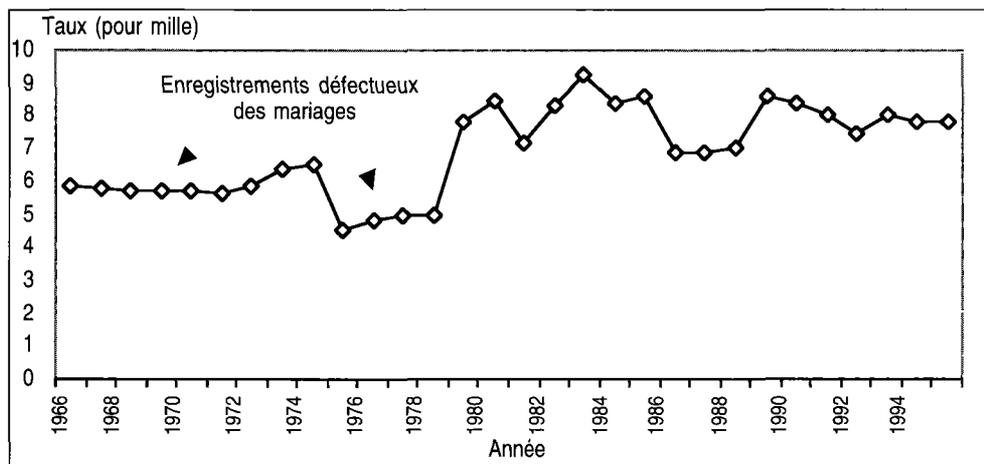
L'âge au premier mariage des femmes

En Iran, depuis les temps les plus reculés, la règle voulait que les garçons comme les filles se marient assez jeunes. Le mariage est ainsi resté pendant longtemps précoce et intense. Un âge minimum légal au mariage est fixé en 1967, dans le cadre du programme de modernisation de Mohammad Reza Shah, à 15 ans pour les filles et à 18 ans pour les garçons. Des dérogations admises peuvent les abaisser respectivement à 13 et 15 ans [4], ce qui montre bien à quel point le mariage aux âges très jeunes est encore fréquent à la fin des années soixante. Compte tenu du volontarisme du gouvernement de l'époque, cet âge minimum légal au mariage pourrait être interprété comme progressiste et en même temps suffisamment proche de la pratique pour que le gouvernement espérât le faire respecter. Cependant, l'attitude des responsables juridiques semble laxiste à propos de cette loi et ils accordent facilement l'autorisation de mariage aux candidates âgées de 13 ans [4]. De surcroît, la prééminence du mariage religieux (*aqhde chari*) [6] permet aux couples d'entrer en union sans entrave sociale ou juridique : de nombreuses familles traditionnelles ont pu marier leurs filles en bas âge, et un certain nombre d'hommes mariés ont pu contracter un deuxième mariage, sans que ces mariages soient enregistrés à l'état

civil. Cette marge de manœuvre dont disposait la population lui a, pendant très longtemps, permis de perpétuer son comportement traditionnel relatif à la vie conjugale en dépit des lois et des interdictions juridiques. En conséquence, les mariages contractés en bas âge ont pu échapper aux statistiques pendant des décennies. Les résultats du recensement de 1966, les seules données disponibles permettant d'évaluer l'âge moyen au premier mariage surestiment les proportions des célibataires et donc l'âge au premier mariage : 18,4 ans pour l'ensemble du pays (19 ans en ville et 18 ans dans les campagnes). En effet, les personnes mariées à un âge inférieur à celui autorisé par la loi se déclaraient célibataires.

En 1974, le gouvernement, toujours avec la même ardeur volontariste à changer les comportements matrimoniaux, par l'article 23 de la loi de « Protection de la famille », relève l'âge minimum légal de 15 à 18 ans pour les filles et de 18 à 20 ans pour les garçons (par dérogation, les filles pouvaient encore se marier à 15 ans⁵). Cette démarche gouvernementale, en net décalage cette fois avec le contexte socio-culturel de la période, ne fait qu'approfondir le divorce entre le pouvoir politique et la société. Diverses études [9] révèlent que la conséquence du nouveau code fut de faire baisser le nombre de mariages enregistrés à l'état civil (Fig. 3).

Figure 3 : Taux de nuptialité pour 1 000 habitants (ensemble du pays)



Enfin, après la Révolution islamique, le nouveau gouvernement, conformément aux règles de la *charia*, rabaisse l'âge minimum légal au mariage des filles et des garçons. Ainsi, l'âge pubertaire (souvent considéré à 15 ans pour les garçons et à 9 ans pour les filles) redevient l'âge minimum légal au mariage. La première conséquence de cette loi est l'enregistrement presque exhaustif des mariages.

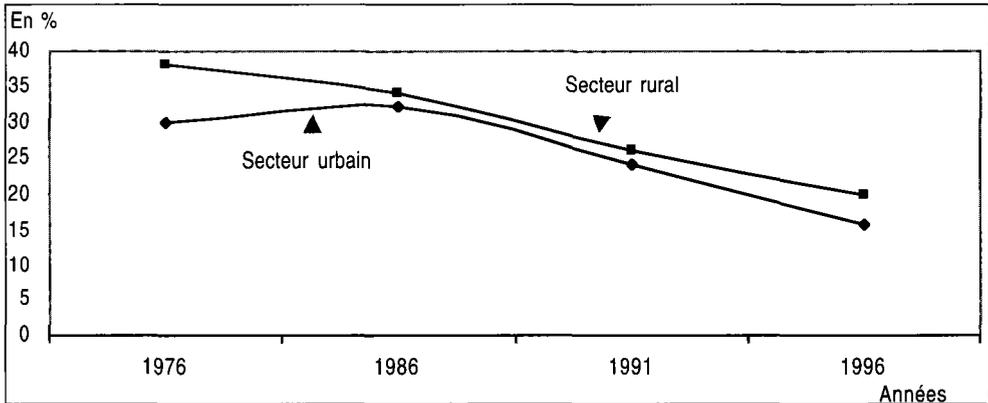
La baisse de l'âge minimum légal du mariage provoqua beaucoup de réactions chez les observateurs. On pensait que cette modification de la loi allait encourager les mariages précoces. Mais la comparaison de la proportion des femmes mariées âgées de 15-19 ans observées aux recensements successifs ne va pas dans ce sens (Fig. 4).

Nous avons expressément choisi les femmes mariées afin de contourner les erreurs dues aux mauvaises déclarations des populations recensées par rapport à leur sta-

5. Le même article de loi prescrit explicitement que les personnes se mariant à un âge inférieur à cet âge minimum légal risquent les pénalités prévues dans la loi du mariage de 1928 [4: 67].

tut matrimonial. En 1986, la proportion de femmes mariées de 15-19 ans augmente légèrement par rapport à celle de 1976 dans les zones urbaines, alors qu'elle recule dans les zones rurales. Toutefois, en 1996 la proportion des femmes mariées âgées de 15-19 ans est largement inférieure à celle des trois périodes précédentes dans les deux secteurs, alors que le code civil islamisé est toujours en vigueur.

Figure 4 : Proportion des femmes mariées âgées de 15-19 ans



Le retour à la règle de la *charia* relative à l'âge au mariage n'a donc pas affecté la tendance à la hausse du célibat, ni celle de l'âge moyen au premier mariage des femmes. Cet âge qui ne peut que s'estimer par les proportions des célibataires, faute des données appropriées, risque d'être surévalué pour les raisons que nous avons expliquées plus haut. Mais ce problème ne concerne que les résultats de 1976, car les célibataires des années 1986 et 1996 paraissent correctement recensés. Nos estimations sont donc acceptables.

L'âge moyen au premier mariage des femmes est ainsi passé de 19,7 ans en 1976 à 19,9 ans en 1986 et à 22 ans en 1996. Si la déclaration du statut matrimonial des jeunes femmes avait été exacte en 1976, l'âge moyen au premier mariage des femmes aurait été moins élevé, et par conséquent la hausse de l'âge moyen au premier mariage des femmes entre 1976 et 1996 aurait été plus importante encore.

Le recul du mariage des femmes qui explique, en partie, le déclin de leur fécondité observé notamment depuis la seconde moitié des années quatre-vingt, met aussi en évidence la transformation du comportement matrimonial de la population iranienne. Ce dernier, longtemps influencé par les règles religieuses, résista au code civil « laïcisé » de l'ancien régime et ne commença à se modifier que progressivement avec l'instauration de rapports sociaux, culturels et économiques modernes dans la société. En effet, les orientations modernistes des gouvernements iraniens adoptées vers la fin des années soixante, ne débouchèrent vraiment sur un nouveau contexte qu'à la fin des années soixante-dix. La re-islamisation du code civil s'avérant en décalage avec les nouvelles tendances de la société, elle fut donc simplement ignorée.

La pratique contraceptive

La pratique contraceptive est un choix délibéré de la femme qui implique une évolution des mentalités féminines. Contrairement à l'allaitement qui permet à la femme de diminuer sa descendance sans jouer un rôle actif, la pratique contraceptive exige de sa part une prise de conscience et une motivation. Mais cela n'est, à

l'évidence, pas un problème purement individuel, et requiert la transformation préalable de la société et des valeurs sociales qu'elle secrète, conduisant à une définition radicalement nouvelle de la femme et de son rôle. Une fois libérée des contraintes sociales, celle-ci peut décider du nombre d'enfants qu'elle désire et s'appliquer ensuite à y parvenir.

Les programmes de planification familiale ont, pendant longtemps, été considérés comme très déterminants pour le développement de la pratique contraceptive dans les pays du Tiers-Monde ; il n'en est pas moins vrai que la réussite de ces programmes a très souvent été compromise par l'absence de motivation des femmes. La fréquence de la pratique contraceptive constitue donc un indicateur de la motivation des femmes, à travers laquelle se manifeste la transformation profonde de la société.

En Iran, la pratique contraceptive, faute de données appropriées, ne peut être examinée que par les statistiques très partielles de la planification familiale. De la sorte, les femmes qui ont recours aux moyens de contraception traditionnels ou celles qui se procurent les moyens contraceptifs dans le secteur privé, sortent de notre analyse.

La planification familiale fut mise en œuvre, pour la première fois, en avril 1967 et un département au sein du ministère de la Santé fut créé afin de diriger l'ensemble du programme. Plusieurs organisations ministérielles, ainsi qu'une partie du corps des appelés « *sepahe behdasht* » (l'armée de l'hygiène) durent assister ce département afin qu'il atteigne son principal objectif : limiter les naissances. Selon les données disponibles, la proportion des femmes mariées âgées de 15-44 ans ayant accepté le recours à la planification familiale passa de 0,02% en 1967 à 11% en 1977 [10, 11 et 12].

Faute de renseignements plus détaillés, il n'est possible de préciser ni l'âge des femmes au moment où elles acceptaient ce programme ni le nombre de leurs enfants ni leur motivation, arrêt définitif ou espacement des naissances. Mais une source ancienne nous apprend qu'un très grand nombre de femmes ne s'adressaient aux centres de planification qu'après avoir eu un nombre important d'enfants ; ce qui signifie qu'elles avaient recours à une contraception d'arrêt. De plus, les femmes, en raison de leur mauvaise connaissance des moyens contraceptifs modernes, de leur ignorance ou de leur attitude fataliste, dépassaient le nombre d'enfants désirés (3 à 5 enfants selon la catégorie socio-économique)⁶ [15]. Compte tenu de ces informations, et notamment du niveau de la fécondité relevé pour cette période, les centres de planification familiale semblaient très loin de leur objectif.

La pratique contraceptive restant légale au lendemain de la révolution islamique⁷, les dispensaires de planification familiale continuèrent à distribuer gratuitement des contraceptifs, quoiqu'en quantités limitées à cause de la guerre et de l'embargo économique, et sans que cette distribution soit accompagnée de campagnes publicitaires en faveur du contrôle des naissances, comme c'était le cas avant la révolution. Les contraceptifs, dont le choix était restreint, étaient également mis en vente à des prix abordables dans les pharmacies.

Selon les statistiques de la planification familiale, le nombre de demandeurs, souvent d'origine socio-économique modeste, s'adressant aux dispensaires, continua à augmenter, passant de 5,2 millions en 1978 à 9 millions en 1989. Ni l'âge, ni le

6. D'après une enquête qui a été réalisée à Isfahan en 1971, l'âge moyen des femmes qui acceptaient la planification familiale était de 32 ans avec en moyenne 5 enfants, alors qu'elles désiraient avoir 4 enfants [7].

7. En 1980, l'Ayatollah Khomeiny autorisa par le biais d'une *fetwa* l'emploi des moyens contraceptifs.

nombre d'enfants, ni les motivations de ces femmes ne sont connus. Mais la tendance à la hausse du nombre des demandeurs de contraceptifs, indique que les femmes motivées pour contrôler leur fécondité étaient de plus en plus nombreuses et cela en dépit de l'absence de campagne de limitation des naissances.

Au lendemain de la guerre Iran/Irak (18 août 1988), le gouvernement islamique, supposé jusqu'alors nataliste, s'engagea dans une politique dynamique de contrôle des naissances. Le département de la planification familiale au sein du Ministère de la Santé, de l'Hygiène et des Enseignements Médicaux (MSHEM) fut de nouveau réactivé afin de superviser la nouvelle politique démographique. Pour faire un état des lieux, le Ministère réalisa en 1989 une enquête de type Connaissance, Aptitude et Pratique (CAP) auprès de 9 000 femmes mariées âgées de 15-45 ans [8]. Les résultats de cette enquête révélèrent que 28% des femmes (31% dans les villes contre 21% dans les campagnes) utilisaient alors un moyen moderne de contraception : pilules, condoms ou DIU. Cette progression de la proportion des femmes utilisatrices de contraceptifs modernes (elles n'étaient au mieux que 11% à avoir accepté la planification familiale en 1977) contredit tous les arguments qui laissaient croire à l'abandon de la pratique contraceptive après la révolution, au motif de l'arrêt des campagnes de limitation des naissances. Elle met particulièrement en évidence le fait que les motivations des femmes ne se résumaient évidemment pas à l'adhésion irréflichtée à une campagne en faveur du contrôle des naissances.

En 1991, une nouvelle enquête CAP, réalisée par le même Ministère (MSHEM), montrait que 45% des femmes mariées âgées de 15 à 45 ans (47% dans les villes et 42% dans les campagnes) utilisaient un moyen moderne de contraception (pilule, préservatif, ligature des trompes ou DIU) [14]. Cette croissance importante est particulièrement liée à la hausse de la fréquence de la pratique contraceptive chez les femmes rurales dont le taux d'utilisation se rapprochait de celui des utilisatrices urbaines.

L'élévation importante de la proportion des femmes « contraceptrices » en à peine trois ans suggère que les femmes étaient déjà motivées, d'autant que la baisse accélérée de la fécondité (1986) avait précédé de trois ans la mise en place de ce programme de limitation des naissances de la République islamique. Cela explique alors, en grande partie, la baisse de la fécondité observée depuis 1986. La chute considérable de la fécondité dans les années quatre-vingt-dix est liée avant tout à la volonté des femmes dont la démarche n'est que facilitée par les moyens proposés par la planification familiale de l'État islamique depuis 1989. Cette dernière se contente d'accompagner les femmes dans leur projet, mais en permettant leur réussite, elle accélère indubitablement la tendance à la baisse de la fécondité.

La motivation des femmes pour la maîtrise de leur fécondité met bien en évidence l'évolution globale de la société iranienne, celle-ci ayant su aller contre un contexte apparemment très favorable au renouvellement ou au maintien des valeurs traditionnelles, et imposer de nouvelles orientations qui redéfinissaient en profondeur la situation de la femme.

La transformation du contexte socio-culturel

Aussi paradoxal que cela puisse paraître, l'avènement de la République islamique en 1979 coïncida avec l'apparition d'un nouveau rapport entre les sexes qui se distinguait de celui préconisé par les traditions millénaires et renforcé par la religion

musulmane. Ce changement majeur put se produire dans la mesure où la société issue d'une révolution à laquelle participèrent massivement hommes et femmes, s'ouvrit grandement aux nouvelles normes et valeurs modernes et de plus en plus égalitaires soutenues par les jeunes générations.

Si les nouveaux dirigeants se précipitèrent pour islamiser le code civil et la législation pénale, en revanche, ils durent adopter une politique sociale plus égalitaire et établir un projet spécifique de développement des régions rurales, en dépit de la guerre (1980-88)⁸ et de son coût financier élevé. Cela entraîna l'évolution rapide du contexte socio-culturel dans lequel s'établirent des relations de moins en moins inégalitaires entre les sexes. Ce nouveau contexte qui permet d'expliquer, en grande partie, la chute impressionnante de la fécondité depuis la seconde moitié des années quatre-vingt peut être examiné à travers le progrès de la scolarisation des femmes et le changement de leur attitude à l'égard de l'activité économique.

L'évolution scolaire

En Iran, l'école commença à s'ouvrir assez tardivement aux femmes. En 1976, trois ans avant la Révolution, 50% des femmes de 15-49 ans dans les villes et seulement 8% dans les campagnes étaient alphabétisées. Depuis, l'école s'est diffusée d'une manière beaucoup plus large en accroissant la chance des femmes d'accéder au savoir. Ainsi, entre 1986 et 1996 la proportion des femmes alphabétisées de 15-49 ans passa de 65% à 85% dans le secteur urbain et de 27% à 65% dans le secteur rural. Mais la diffusion progressive de l'instruction scolaire, dont les femmes profitèrent tardivement, renforça d'abord les rapports inégalitaires existant entre les sexes avant de les amenuiser. Or, l'inégalité des chances d'accéder à l'école entre les hommes et les femmes est l'un des aspects de la structure patriarcale très ancienne fondée sur l'hégémonie hiérarchique du sexe et de l'âge [3]. Dans une telle organisation sociale, où une forte fécondité est la règle, la femme déjà reléguée du fait de son sexe dans une position d'infériorité et de subordination et confinée à l'univers domestique, doit mettre de plus en plus d'enfants au monde afin d'agrandir sa famille. L'ordre patriarcal commença à s'ébranler, en particulier, avec le progrès de la scolarisation des femmes leur permettant de réduire progressivement leur écart dans ce domaine avec les hommes. La diffusion de l'instruction scolaire pour les femmes constitue ainsi le facteur majeur de la transformation de la société entraînant des modifications notables dans le contexte socio-culturel qui redéfinit le rôle de la femme.

C'est sur cette toile de fond que nous constatons les changements intervenus dans la société iranienne conduisant à la transition de la fécondité. En 1976, les générations charnières, pour lesquelles l'inégalité de savoir entre les sexes fut la plus importante, constituèrent la majorité de la cohorte des femmes en âge de procréer. La composition de cette cohorte est sans doute à l'origine de la forte fécondité observée au cours des années soixante-dix. Durant la première moitié des années quatre-vingt, le niveau élevé de la fécondité et sa stagnation entre 1979 et 1985 s'expliqueraient par la différence importante qui distinguait les deux cohortes des femmes de

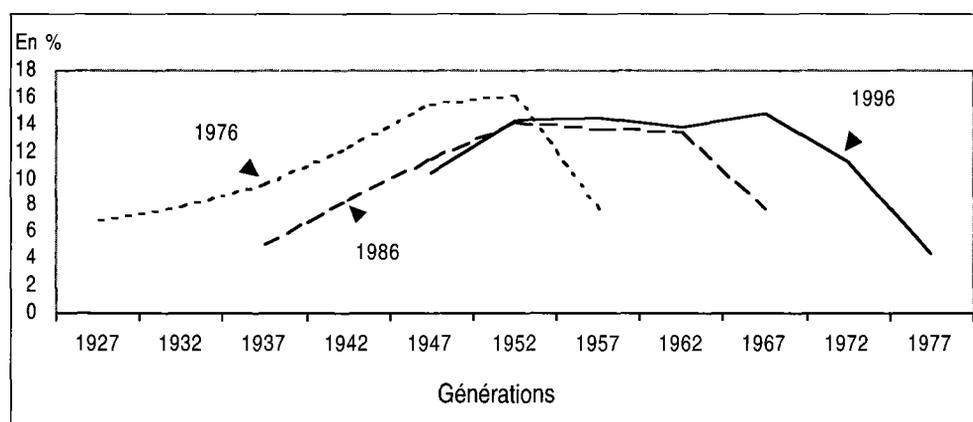
8. Il importe de rappeler que la guerre qui se déroulait dans un territoire de 500 kilomètres de long à l'Ouest et au Sud-Ouest de l'Iran, déserté par la population, comprenait le plus souvent des phases d'accalmies, d'inactions et de combats moins intenses. Les statistiques officielles sur les victimes font défaut, mais notre estimation permet de déterminer une fourchette de 200 000 à 300 000 tués parmi les militaires pour ces huit années de guerre.

15-49 ans dans les secteurs urbain et rural. Tandis que dans les villes, les femmes des générations les plus inégalitaires devenaient minoritaires, elles constituaient encore la cohorte entière des femmes de 15-49 ans dans la campagne. La fécondité a alors probablement commencé à décliner rapidement dans les villes alors qu'elle résistait dans les campagnes. Ceci permet de comprendre le début tardif de la transition de la fécondité, constaté pour l'ensemble du pays en 1986. Depuis, l'entrée des nouvelles générations moins inégalitaires et plus fortement scolarisées dans la cohorte 15-49 ans et surtout la diffusion rapide et massive de nouvelles idées, grâce au progrès important de la communication, accélèrent le déclin de la fécondité qui entre 1986 et 1996 a été réduit de moitié.

L'activité économique des femmes

Alors que les traditions patriarcales préféraient déjà maintenir les femmes iraniennes dans l'univers domestique en leur confiant un rôle strictement familial, l'économie rentière a conforté en quelque sorte cette tradition dans la mesure où, faute d'emplois suffisants, elle n'a pas incité les femmes à travailler. Aussi, la proportion des femmes économiquement actives est restée parmi les plus basses dans le monde musulman. En 1976, seulement 11% des femmes âgées de 15-49 ans étaient actives dans le milieu urbain et 18% dans le milieu rural. En 1986, le taux d'activité des femmes dans les villes reste stable (11%) alors qu'il recule de manière importante dans les campagnes (9%). En effet, la diminution du nombre plus important des « aides familiales » dans les campagnes en 1976, explique largement la baisse du taux d'activité des femmes dans le milieu rural entre 1976 et 1986. Dix ans plus tard, en 1996, alors que le taux d'activité féminine demeure toujours constant dans les villes (11% des femmes âgées de 15-49 ans), il augmente dans le milieu rural (13% des femmes 15-49 ans) mais cette fois par le nombre des salariées employées dans le secteur privé.

Figure 5 : Taux d'activité féminine selon les générations (secteur urbain)



Plus intéressante sans doute est la comparaison des taux d'activité féminine par génération dans le milieu urbain. Elle permet de constater que les femmes issues des générations moins inégalitaires (1952-62), ayant massivement participé à la révolution du fait de leur jeune âge à ce moment-là, continuent dans la même proportion d'être actives (Fig. 5). D'après les expériences constatées dans les pays musulmans,

elles devraient théoriquement, compte tenu de leurs âges (30-44 ans en 1996), avoir déjà constitué leur famille et leur descendance et avoir abandonné leur activité économique pour s'occuper de leur famille comme le confirme la courbe de 1976.

Ce changement de comportement est par ailleurs conforté par la crise économique sans précédent qui frappe le pays depuis une vingtaine d'années et qui n'a cessé de réduire le pouvoir d'achat des familles. En effet, selon des sources non officielles, le secteur informel de l'économie qui s'est développé d'une manière considérable depuis le début des années quatre-vingt, emploie une grande partie de la population féminine qui n'était pas absorbée dans le secteur formel. La participation réelle des femmes à la vie active, qui échappe aux statistiques, modifie alors d'une manière significative leur situation au sein de leur famille mais aussi au sein de la société. La transition de la fécondité coïncide aussi avec l'aggravation de la crise économique qui contribue paradoxalement à l'engagement massif des femmes dans la vie active et par là-même à l'évolution de leur rôle dans la vie familiale et sociale.

*

* *

La fécondité est restée, pendant longtemps, très forte en Iran et n'a commencé véritablement à baisser que dans la seconde moitié des années quatre-vingt. Ce recul, qui marque le début de la transition de la fécondité, remet en cause toutes les analyses relatives à l'évolution démographique en Iran, fondées sur des statistiques imparfaites et sur une interprétation limitée de la théorie de la transition de la fécondité, qui prétendent que le changement politique de 1979 a interrompu la transition supposée en cours depuis les années soixante-dix, voire inversé sa tendance. La transition de la fécondité s'insère plutôt dans un long processus de changement profond de la société. En Iran, celle-ci a mis du temps à s'ouvrir progressivement aux changements proposés par la modernité, à laisser circuler les nouvelles normes et valeurs qui ont finalement remplacé lentement le substrat traditionnel et modifié les rapports sociaux de manière irréversible. Dans ce processus, l'impact des lois ou des diverses mesures, en faveur ou en défaveur du déclin de la fécondité, s'avère insignifiant lorsque ces lois et mesures ne sont pas en accord avec l'orientation de la société. L'expérience de l'Iran en constitue un bel exemple : sous l'ancien régime, en dépit de la laïcisation des lois matrimoniales, de la législation destinée à promouvoir la situation de la femme ou encore de la mise en place d'une planification familiale, la fécondité était restée très élevée ; sous la République islamique, malgré la reislamisation des lois matrimoniales et les mesures répressives en particulier à l'encontre des femmes, la fécondité commença à baisser rapidement. Aujourd'hui, certains associent le recul impressionnant de la fécondité à la reprise de la politique dynamique de contrôle des naissances (1989) par la République islamique. Mais la baisse de la fécondité a précédé la mise en place de cette politique et on peut penser qu'une telle politique n'eut de toute façon pas produit d'effet véritable sans une motivation réelle des femmes. Or, celle-ci faisait largement défaut sous l'ancien régime, alors que la planification familiale était accompagnée de législations favorables. Ceux qui prétendent que les lois et démarches politiques volontaristes suffisent à faire décliner la fécondité, négligent la dynamique des sociétés, qui les rend capables d'inventer des contre-mesures pour s'opposer aux changements de tous ordres, lorsqu'elles les jugent non conformes à leur propre cohésion.

Avec la transition de la fécondité, la société iranienne entre indubitablement dans une ère nouvelle de son histoire, une ère qui ne tardera pas à révéler de nouveaux changements, où de nouvelles logiques sociales naîtront inévitablement de cette prise en charge par les femmes de leur fécondité, et donc de leur rôle, de leur identité.

Bibliographie

1. AGHJANIAN A., 1991, Population change in Iran, 1966-86 : A Stalled Demographic Transition ?, *Population and Development Review*, Vol. 17, n° 4, p. 703-714.
2. CHASTELAND J.-C., AMANI M. et PUECH O., 1966, *La population de l'Iran, perspectives d'évolution de 1956 à 1986*, Université de Téhéran, IERS, Téhéran, 311 p.
3. FARGUES P., 1993, Explosion démographique ou rupture sociale ?, in SALAME G., Ed., *Démocraties sans démocrates, Politiques d'ouverture dans le monde arabe et islamique*, Fayard, Paris, p. 163-197.
4. KATOUZIAN N., 1992, *Houghough madani - Khanevadeh jelde aval : Nikah va talaq - ravabet zan va shohar* (Code civil - Famille, Vol. 1 : Mariage et divorce - relations entre épouse et époux), Téhéran, 526 p.
5. LADIER-FOULADI M., AGHA H., CHASTELAND J.-C., COURBAGE Y. et MEHRYAR A.H., 1997, Famille et fécondité à Shiraz, *Dossier et Recherches*, n° 60, INED, 58 p.
6. LADIER-FOULADI M., 1996, La transition de la fécondité en Iran, *Population*, Vol. 51, n° 6, INED, Paris, p. 1101-1128.
7. LIBERMAN S.S., GILLESPIE R. et LOGHMANI M., 1973, The Isfahan communication project, *Studies in Family Planning*, Vol. 4, n° 4, p. 73-100.
8. MALEK AFZALI H., 1991, Jamiyat va tanzime khanevâdeh dar jomhuri-e eslami-e iran (Population et la planification familiale sous la République islamique d'Iran), *Nabze* (Pouls), n° 2.
9. MIR-HOSSEINI Z., 1993, *Marriage on Trial, A Study of Islamic Family Law, Iran and Morocco Compared*, London, New York, I.B. Tauris & Co Ltd., 245 p.
10. NORTMAN D. et HOFFSTATTER E., 1978, *Population and Family Planning Programme*, New York : The population Council.
11. NORTMAN D. et HOFFSTATTER E., 1980, *Population and Family Programme*, New York : The Population Council.
12. NORTMAN D., 1969-76, *Report on Population Family Planning*, New York : The Population Council.
13. STATISTICAL CENTER OF IRAN, 1978, *Population Growth Survey of Iran, Final Report, 1973-76*, Tehran.
14. UNFPA, 1993, *An Analysis of Population Situation in The Islamic Republic of Iran*, Tehran, 99 p.
15. UNITED NATIONS, 1971, *Population and Family Planning in Iran*, New York.

10. Vers deux modèles de transition de la fécondité en Afrique sub-saharienne ?

Patrice Vimard¹ et Raïmi Fassassi²

Le début de la baisse de la fécondité et les progrès de la prévalence contraceptive en Afrique sub-saharienne contribuent à renouveler le débat sur les modèles de transition de la fécondité dans les pays en développement. L'analyse des processus de baisse au Kenya et en Côte d'Ivoire depuis la fin de la décennie soixante-dix permet de mettre en évidence les différenciations qui s'opèrent entre ces pays, qui ont dans la première moitié des années quatre-vingt-dix des niveaux de fécondité relativement proches, alors que la pratique de la contraception est nettement plus répandue au Kenya. Ainsi, le début de la transition de la fécondité au Kenya s'opère selon des modalités démographiques et socio-économiques différentes de celles rencontrées en Côte d'Ivoire. Au Kenya, la majorité des groupes socio-économiques s'inscrivent dans cette transition, importante à tous les âges de la vie féconde, et pour laquelle les progrès de la prévalence contraceptive sont décisifs, l'impact de la contraception devenant peu à peu aussi important que l'effet des comportements d'allaitement et d'abstinence post-partum dans le contrôle des naissances. En Côte d'Ivoire, au contraire, la baisse de la fécondité, qui intervient surtout en début et en fin de vie féconde, repose sur un maintien des pratiques traditionnelles d'espacement des naissances (allaitement et abstinence prolongés) associé à une progression, très inégale selon les groupes, de la pratique contraceptive, et qui concerne en priorité les populations instruites et urbanisées. Ces différences de morphologie démographique et sociale de la transition correspondent d'une part à des distinctions fortes des modes de développement, plus équitable et mieux réparti sur l'ensemble du territoire au Kenya, et d'autre part à des politiques de population, amorcées dès les années soixante-dix au Kenya et seulement dans les années quatre-vingt-dix en Côte d'Ivoire.

Alors que pendant longtemps les analystes sont restés perplexes devant le maintien d'une forte fécondité en Afrique sub-saharienne, voire son augmentation pour certaines populations, les chiffres récents, fournis par les enquêtes démographiques et de santé, montrent une diminution très significative des indices nationaux de fécondité dans des pays d'Afrique orientale et australe comme le Botswana, le Kenya, le Zimbabwe et l'Afrique du Sud. La baisse est plus modeste mais réelle dans d'autres pays de cette partie du continent : Rwanda, Malawi, Tanzanie et Zambie. On note également une diminution de la fécondité dans les pays d'Afrique centrale (Cameroun et Centrafrique), succédant aujourd'hui à la phase antérieure de remontée de la fécondité consécutive à la lutte contre la stérilité qui frappait cette région.

1. IRD

2. ENSEA, IRD.

Cette baisse est également sensible dans des pays de l'Afrique de l'Ouest pourtant particulièrement marqués par la forte fécondité : le Ghana et la Côte d'Ivoire. Outre ces mouvements enregistrés à l'échelle nationale, des diminutions significatives peuvent être notées dans de nombreuses villes d'Afrique de l'Ouest, comme au Bénin, au Sénégal et au Nigeria, montrant par là que différents mouvements de réduction de la fécondité sont à l'œuvre. Cette baisse de la fécondité est concomitante en Afrique sub-saharienne d'une progression de l'utilisation de la contraception, très inégale selon les pays puisque 40% environ d'entre eux ont encore une prévalence contraceptive inférieure à 10% [6, 7, 8, 9, 11, 14, 15 et 22].

Lorsque l'on examine la relation entre le niveau de la fécondité et celui de la prévalence contraceptive dans les différents pays africains, on constate que certains pays ont une fécondité inférieure à ce que l'on pourrait attendre au regard de la diffusion de la contraception et inversement. En conséquence, des pays ayant des fécondités relativement proches se distinguent fortement par la prévalence contraceptive, démontrant ainsi que d'autres facteurs sont à l'œuvre dans le début de la transition de la fécondité que la simple progression de l'utilisation de moyens contraceptifs. Un des contrastes les plus frappants est celui qui oppose le Kenya et la Côte d'Ivoire. Ces deux pays ont des prévalences contraceptives très différentes (la contraception moderne est 6 fois plus répandue au Kenya et la contraception totale trois fois plus fréquente) alors que leurs niveaux de fécondité sont proches, avec un indice synthétique de fécondité respectivement de 5,4 et 5,7 enfants par femme. Aussi examinons-nous dans ce chapitre le processus de baisse de la fécondité dans ces deux pays afin de mieux préciser, à travers leurs exemples, la nature des phénomènes qui sont à l'œuvre dans cette phase initiale de la transition de la fécondité³.

La baisse de la fécondité au Kenya et en Côte d'Ivoire

L'évolution du niveau de la fécondité dans les deux pays

La fécondité au Kenya a augmenté du début des années soixante, où l'indice synthétique de fécondité était de 5,3 enfants par femme, à la fin des années soixante-dix, où il était de 8,1 enfants par femme : cette période de progression de la fécondité correspond à une phase initiale de la transition connue par beaucoup de pays en développement [21] où l'amélioration de la situation sanitaire et sociale des femmes entraîne une baisse de la stérilité, de la mortinatalité et une amélioration de la fécondabilité. En Côte d'Ivoire, la fécondité maximum est atteinte également à la fin des années soixante-dix mais la fécondité générale est moins élevée (7,2). Quant à la baisse de la fécondité, qui commence dans les deux pays à la fin des années soixante-dix (Tab. 1), elle est très rapide au Kenya puisque l'indice synthétique de fécondité diminue de 33% en une quinzaine d'années (de 1975-77 à 1990-92) et plus lente en Côte d'Ivoire : 21% pour la même période de temps (1977-79 à 1989-93).

3. Notre analyse participe d'un travail soutenu par l'Agence Universitaire Francophone (AUF) dans le cadre d'une Action de recherche concertée sur « les transitions démographiques dans les pays du Sud ». Pour cette analyse, nous utiliserons principalement les données des enquêtes démographiques et de santé réalisées à l'échelle nationale, selon une méthodologie commune et avec un questionnaire standardisé, à des périodes proches dans les deux pays : de février à août 1993 au Kenya, de juin à novembre 1994 en Côte

Si l'on rapproche cette baisse de la fécondité des autres grandes tendances démographiques dans les deux pays, on constate qu'elle intervient dans une période où l'âge au premier mariage recule légèrement (de 18,1 ans pour les générations les plus anciennes à 19,5 pour les plus jeunes au Kenya, et de 17,9 à 18,8 en Côte d'Ivoire) et où la mortalité des enfants stagne après une longue période de baisse (au début des années quatre-vingt-dix le quotient de mortalité avant 5 ans, relativement stable depuis une dizaine d'années, est de 96‰ au Kenya et de 149‰ en Côte d'Ivoire).

Tableau 1 : Évolution de l'indice synthétique de fécondité au Kenya et en Côte d'Ivoire depuis la fin des années soixante-dix

| Enquête (année) | Kenya | | | | Côte d'Ivoire | | |
|--------------------|------------------|----------------|------------------|-------------------|------------------|----------------|-----------------|
| | KFS (1977-78) | KCPS (1984) | KHDS I (1993) | KHDS II (1993) | EIF (1980-81) | RGPH (1988) | EDSCI (1994) |
| Période | 1975-77 | 1983 | 1984-88 | 1990-92 | 1977-79 | 1987-88 | 1994 |
| ISF | 8,1 | 7,7 | 6,7 | 5,4 | 7,2 | 6,3 | 5,7 |

Notes : Kenya : KFS : Enquête de programme EMS ; KCPS : Enquête sur la prévalence contraceptive ; KHDS : Enquête démographique de santé. Côte d'Ivoire : EIF : Enquête de programme EMF ; RGPH : Recensement Général de la Population et de l'Habitat ; EDSCI : Enquête démographique de santé.

Sources : Kenya : [16]. Côte d'Ivoire : [17].

Une évolution différente du calendrier de la fécondité et de l'utilisation de la contraception

Si l'on vérifie pour le Kenya que la baisse de la fécondité se produit à tous les âges [6], l'évolution est différente en Côte d'Ivoire selon les groupes d'âges. La décomposition par groupe montre en effet que la diminution est importante à tous les âges au Kenya (sauf dans le groupe 45-49 ans qui est marginal), tandis qu'en Côte d'Ivoire, elle concerne surtout les tranches d'âges extrêmes, les plus jeunes d'une part, les plus âgées d'autre part, les âges de 30 à 39 ans étant faiblement touchés avec moins de 10% de baisse (Tab. 2 et Fig. 1). Ceci nous indique que des phénomènes particuliers à certains âges pourraient être prépondérants dans ce pays : retard de l'âge à la première naissance, limitation de la fécondité dans les générations les plus jeunes (de 15 à 29 ans), arrêt de la reproduction plus précoce qu'auparavant.

Si l'on examine ces différentes hypothèses pour la Côte d'Ivoire, on constate trois choses. Tout d'abord, contrairement à ce que l'on aurait pu croire, on observe un léger rajeunissement de l'âge médian à la première naissance (de 19,1 ans pour les générations 45-49 ans à 18,6 ans pour les générations 20-24 ans en 1994) malgré le recul de l'âge au premier mariage (de 17,9 à 18,8 pour les mêmes groupes de générations). Ensuite, malgré cette première naissance précoce, la prévalence contraceptive est forte aux jeunes âges, révélatrice d'une volonté de limitation des naissances dans cette première phase de la vie reproductive. Cette volonté existe chez une minorité de femmes mariées, mais elle se manifeste surtout chez les femmes de 15 à 39 ans ne vivant pas en union mais sexuellement actives⁴, dont plus de la moitié utilisent une méthode quelconque de contraception et plus de 20% une méthode

4. Sont considérées comme sexuellement actives, les femmes qui ont eu au moins un rapport sexuel durant les 28 jours précédant l'enquête.

moderne [17]. Ceci nous montre l'importance de ce groupe de femmes non mariées mais sexuellement actives, nombreuses en Afrique de l'Ouest, tout particulièrement en milieu urbain, dans le changement des comportements reproductifs⁵. Par leur aspiration à une limitation de leur fécondité, elles contribuent fortement à la maîtrise de la fécondité générale. Ainsi, pour l'ensemble des femmes sexuellement actives, en union ou pas, la différence de prévalence contraceptive est-elle moindre entre le Kenya et la Côte d'Ivoire que lorsque l'on considère, comme cela est fait généralement, les seules femmes mariées (Fig. 2).

En ce qui concerne le contrôle de la fécondité à la fin de la vie féconde, on observe que la proportion de femmes mariées de 40 à 49 ans utilisant une méthode contraceptive a plus que doublé entre 1979 et 1994 (de 3% à 7,5%), mais cela est conforme à l'évolution tous âges confondus, ce qui ne dénote pas d'accent particulier sur une utilisation aux âges élevés qui correspondrait à une volonté marquée d'arrêt de constitution de la descendance.

Les déterminants et les facteurs de la fécondité

Une hiérarchie distincte des déterminants proches

Pour mesurer l'influence des déterminants proches de la fécondité, nous utiliserons le modèle de J. Bongaarts [5] amélioré par C. Jolly et J. Gribble [12]. Quatre facteurs proches de la fécondité, jugés comme étant les variables intermédiaires majeures de la fécondité en Afrique sub-saharienne, sont retenus dans ce modèle : les comportements de nuptialité, les pratiques contraceptives, l'infécondabilité post-partum liée à l'allaitement et à l'abstinence, et la stérilité primaire.

L'indice synthétique de fécondité estimé par la méthode est donné par la formule :

$$ISF = F_c \times C_m \times C_c \times C_i \times I_p$$

F_c est la fécondité potentielle ou encore le niveau théorique de la fécondité sans l'influence d'aucune variable intermédiaire ; C_m est l'indice mesurant l'effet des modèles de nuptialité ; C_c est l'indice de contraception lié à la prévalence et à l'efficacité des méthodes contraceptives utilisées ; C_i est l'indice d'infécondabilité post-partum qui dépend de la durée d'allaitement et de l'abstinence post-partum ; I_p est l'indice mesurant l'effet de la stérilité pathologique⁶.

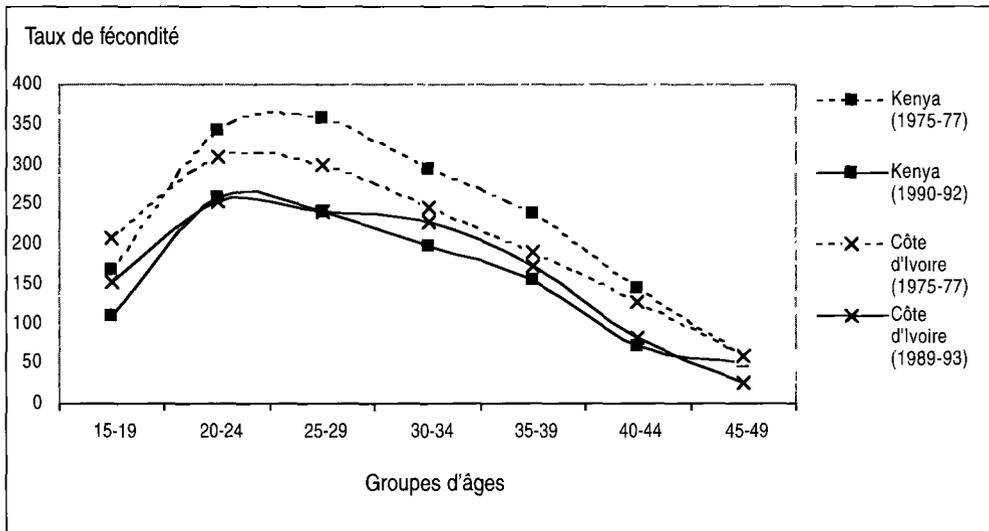
5. Comparant la prévalence contraceptive de l'ensemble des femmes avec celle des seules femmes en union, D. Kirk et B. Pillet [13] mettent en évidence la forte prévalence des femmes non mariées sexuellement actives dans plusieurs pays d'Afrique (Cameroun, Côte d'Ivoire, Ghana, Liberia, Nigeria et Togo), et l'importance de cette forte demande de planification familiale de la part des jeunes femmes non mariées pour l'avenir du processus de transition qui avait déjà été souligné par J.C. Caldwell et al. [8].

6. Tous ces indices sont normalement compris entre 0 (inhibition totale de la fécondité cumulée) et 1 (effet nul sur la fécondité). Il arrive toutefois que I_p dépasse l'unité. Ce cas se présente lorsque le taux de stérilité, estimé par la proportion de femmes non célibataires âgées de 40 à 49 ans n'ayant pas eu d'enfants, est inférieur à 3%. La stérilité primaire est alors si faible que son influence est négligeable sur la fécondité. C'est le cas au Kenya où nous l'avons ignoré pour le calcul de l'indice synthétique de fécondité estimé.

Tableau 2 : Tendances de la fécondité par âge au Kenya et en Côte d'Ivoire durant la première phase de la transition

| Groupe d'âges | Kenya | | | Côte d'Ivoire | | |
|------------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------------------|
| | 1975-77 (en ‰) | 1990-92 (en ‰) | Taux de réduction (en ‰) | 1975-77 (en ‰) | 1989-93 (en ‰) | Taux de réduction (en ‰) |
| 15-19 | 168 | 110 | 34,5 | 207 | 151 | 27,1 |
| 20-24 | 342 | 257 | 24,9 | 310 | 254 | 18,1 |
| 25-29 | 357 | 241 | 32,5 | 298 | 240 | 19,5 |
| 30-34 | 293 | 197 | 32,7 | 245 | 227 | 7,3 |
| 35-39 | 239 | 154 | 35,6 | 189 | 172 | 9,0 |
| 40-44 | 145 | 70 | 51,7 | 126 | 82 | 35,0 |
| 45-49 | 59 | 50 | 15,3 | 57 | 26 | 54,4 |
| Indice synthétique de fécondité | 8,1 | 5,4 | 33,3 | 7,2 | 5,7 | 20,8 |

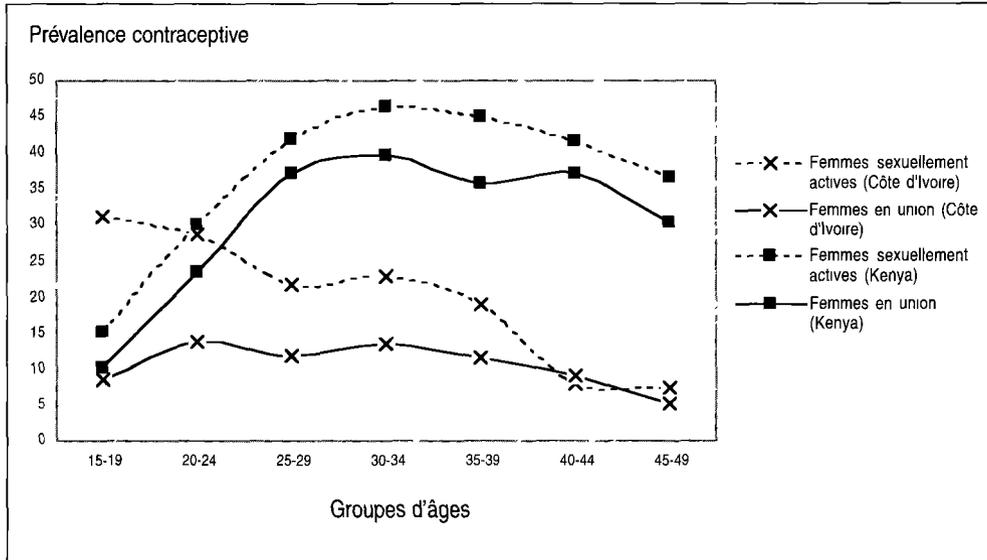
Figure 1 : Tendances de la fécondité par âge au Kenya et en Côte d'Ivoire



Pour tenir compte des naissances hors mariages, non traitées par la méthode de J. Bongaarts, C. Jolly et J. Gribble [12] ont calculé C_m comme le rapport de l'ISF et de l'ISFM (ISF des femmes en union) et l'ont décomposé en deux éléments. D'une part M_o , qui mesure l'effet des naissances hors union, et d'autre part C'_m , qui mesure l'effet des modèles d'union déclarée sur la fécondité dans l'hypothèse où l'ensemble des naissances survient au sein de ces unions. Dans ce cas, $C_m = M_o \times C'_m$. Si cette introduction constitue une amélioration du modèle de J. Bongaarts, la méthode comporte encore quelques insuffisances. Ainsi les effets cumulés de tous les autres déterminants proches sont considérés comme nuls : par exemple, la stérilité secondaire est négligée et l'avortement provoqué n'est pas pris en compte, faute de données fiables pour l'Afrique sub-saharienne. Des études récentes montrent cependant

que l'impact de l'interruption volontaire de grossesse sur la réduction de la fécondité peut être important et que sa progression pourrait expliquer une partie de la baisse de ces dernières années, notamment en Côte d'Ivoire [10].

Figure 2 : Utilisation de la contraception (en %) selon l'âge au Kenya et en Côte d'Ivoire des femmes sexuellement actives et des femmes en union



Ce modèle de mesure des différents effets inhibiteurs de la fécondité, tel que nous l'avons appliqué, montre qu'au Kenya l'effet de l'infécondabilité post-partum est sensiblement plus fort que celui de la contraception, lui-même plus élevé que l'effet de la nuptialité. En Côte d'Ivoire la situation se caractérise par une hiérarchie différente et encore plus nette qu'au Kenya : l'effet de l'infécondabilité post-partum est très important et nettement plus affirmé que celui de la nuptialité, lui-même plus important que celui de la contraception qui est faible (Tab. 3).

Si l'on compare les deux pays, on constate que l'inhibition due à la nuptialité est peu différente d'un pays à l'autre ; en revanche, celle due à l'infécondabilité post-partum est supérieure en Côte d'Ivoire, traduisant essentiellement la durée d'abstinence plus longue (14,5 mois contre 6,4 mois), et celle due à la contraception est plus intense au Kenya, la prévalence contraceptive plus élevée (32% contre 10%) se conjuguant ici avec une efficacité supérieure des méthodes employées, qui sont modernes à 85% contre seulement 42% en Côte d'Ivoire. Quant à l'effet relatif à la stérilité, il est quasiment nul dans les deux pays. Cette analyse montre que le Kenya est caractéristique de la première phase de transition dans les pays africains où l'impact de la contraception se rapproche peu à peu de celui de l'infécondabilité post-partum dans la réduction de la fécondité, alors que la Côte d'Ivoire demeure encore dans un schéma traditionnel de contrôle de la fécondité avec une nette prédominance de l'inhibition par les comportements post-partum, même si l'influence de la contraception commence à être ressentie.

Tableau 3 : Effets inhibiteurs de la nuptialité, de la contraception, de l'infécondabilité post-partum et de la stérilité au Kenya et en Côte d'Ivoire*

| | Kenya | Côte d'Ivoire |
|--|----------------|----------------|
| Indice ajusté de mariage (C'_m) | 0,730 | 0,740 |
| Naissances mesurées hors union (M_0) | 1,123 | 1,129 |
| Indice de mariage (C_m) | 0,820 (18,04%) | 0,835 (16,49%) |
| Indice de contraception (C_c) | 0,726 (27,38%) | 0,934 (6,55%) |
| Indice d'infécondabilité post-partum (C_i) | 0,643 (35,74%) | 0,562 (43,81%) |
| Indice de stérilité (I_p) | 1,015 (-1,51%) | 0,995 (0,45%) |
| ISF estimé à partir d'une FC de 15,3 | 5,9 | 6,7 |
| Écart ISF estimé - ISF observé | 0,5 | 1,0 |

* Pourcentage d'inhibition entre parenthèse.

Avec ce modèle, l'indice synthétique de fécondité estimé sur la base des effets inhibiteurs, à partir d'une fécondité potentielle de 15,3 enfants, généralement admise en moyenne, est de 5,9 enfants au Kenya et de 6,7 enfants en Côte d'Ivoire, et l'écart avec l'indice synthétique de fécondité observé, qui peut correspondre à l'effet de l'ensemble de tous les facteurs qui n'ont pu être appréciés dans le modèle, est deux fois plus important en Côte d'Ivoire : 1,0 enfant contre 0,5 au Kenya.

Les déterminants socio-économiques de la fécondité du moment : similitudes et dissemblances

Nous pouvons explorer les déterminants individuels de la fécondité du moment (représentée par le fait d'avoir eu un enfant durant les deux années précédant les enquêtes démographiques et de santé de 1993 au Kenya et de 1994 en Côte d'Ivoire) à partir d'un modèle de régression logistique⁷. Ce modèle intègre des caractéristiques démographiques et socio-économiques des femmes. Le tableau 4 fournit les risques relatifs pour chacune des modalités : ceux supérieurs à 1 sont associés à des modalités qui augmentent les chances d'avoir un enfant, relativement à la modalité de référence, ou relativement à une modalité de la même variable qui a un risque relatif plus faible. Corrélativement les risques relatifs inférieurs à 1 sont associés à des modalités qui diminuent les chances d'avoir un enfant, relativement à la modalité de référence, ou relativement à une modalité de la même variable qui a un risque relatif plus élevé. Plus grand est l'écart entre le risque relatif et l'unité, plus fort est l'effet de la modalité. Le tableau inclut également l'erreur standard (E.S.), qui est une estimation de l'écart-type, et la significativité (Sig.) des paramètres estimés. D'une manière générale, on constate que les modalités d'ordre démographique

7. Pour cette analyse exploratoire, nous avons omis a priori du modèle de régression les variables intermédiaires, dont l'effet a été précédemment étudié, qui nous renseignent seulement sur les mécanismes internes de l'évolution de la fécondité et non sur ses déterminants. Parmi les facteurs démographiques et socio-économiques, le choix des variables retenues dans le modèle final a été fait sur la base du test de vraisemblance, c'est-à-dire en éliminant du modèle le plus général possible, contenant toutes les variables, les variables les moins significatives qui n'améliorent pas la vraisemblance globale du modèle.

(l'âge, la survie des enfants, la co-résidence avec le conjoint, le souhait d'avoir d'autres enfants) ont une significativité supérieure aux modalités de nature socio-économique.

Si l'on considère les variables socio-économiques, au Kenya l'effet de l'instruction, de la femme comme de son conjoint, et celui de l'activité du conjoint ne sont pas significatifs aux seuils généralement admis. Par contre sont significatifs (à un seuil inférieur à 10%) la religion, avec un effet négatif du christianisme et de l'islam vis-à-vis de la religion traditionnelle, le milieu de résidence, avec un effet négatif de la résidence urbaine sur celle en milieu rural, l'occupation de la femme, avec un effet positif du travail manuel et négatif de l'activité dans le commerce et les services vis-à-vis du travail agricole⁸, et du standing de l'habitat, avec un effet négatif des niveaux moyen et haut sur le niveau bas.

Les déterminants sont quelque peu différents en Côte d'Ivoire, ce qui confirme la nature distincte du modèle socio-économique de la transition de la fécondité. La religion de la femme n'a pas d'effet significatif, au contraire de l'instruction. Par rapport à des individus sans instruction, lorsqu'il s'agit de l'instruction de la femme, l'effet est négatif pour l'instruction secondaire (l'instruction primaire a un effet faiblement négatif dont le seuil de significativité est supérieur à 10%) ; lorsqu'il s'agit de l'instruction du conjoint, l'effet est positif si son instruction est de niveau primaire et négatif si elle est de niveau secondaire. L'effet de la résidence est significatif uniquement pour Abidjan avec un effet négatif par rapport au village. Pour ce qui concerne l'occupation de la femme (celle du conjoint est non significative, encore plus nettement qu'au Kenya), on note un effet négatif de l'activité dans le commerce et les services, du travail manuel et de l'activité de ménagère⁹ vis-à-vis du travail agricole. Pour le standing de l'habitat, on note seulement un effet significatif, d'ordre positif, du niveau moyen vis-à-vis du niveau bas. Pour résumer, la fécondité semble déterminée au Kenya par la résidence (son milieu et sa qualité), la religion et l'occupation de la femme. En Côte d'Ivoire, l'instruction de la femme et de son conjoint, l'occupation de la femme et, plus faiblement, la résidence sont déterminants.

Le rôle des caractéristiques du développement et des politiques de population

La transition de la fécondité au Kenya, comme dans les pays similaires du Botswana et du Zimbabwe, se caractérise en premier lieu par une composante centrale, qui fait de la baisse de la fécondité une donnée générale concernant, à un degré plus ou moins fort, l'ensemble des groupes sociaux comme l'ensemble des groupes d'âges, et par l'importance des progrès de la prévalence contraceptive comme facteur de la baisse, caractéristiques qui se trouvent absentes en Côte d'Ivoire. Deux phénomènes nous semblent devoir être avancés pour expliquer ces distinctions : le niveau plus élevé du développement humain et l'existence d'un programme public de planification familiale plus ancien et plus fort au Kenya.

8. En revanche, les modalités « cadre et employé de bureau » et « ménagère » n'ont pas d'effet significatif.

9. Les femmes classées comme ménagères sont le plus souvent des épouses de salariés qui n'exercent pas d'activité, que ce soit de manière indépendante ou comme aide familiale.

Tableau 4 : Modèle de régression logistique des déterminants de la fécondité du moment au Kenya et en Côte d'Ivoire

| Variables (référence) | Modalités | Kenya | | | Côte d'Ivoire | | |
|---|-----------------------------|------------------|--------|------|------------------|--------|------|
| | | Risques relatifs | E.S. | Sig. | Risques relatifs | E.S. | Sig. |
| Religion (traditionnelle) | Christianisme | 0,7637 | 0,1904 | * | 0,8827 | 0,1325 | — |
| | Islam | 0,7061 | 0,2348 | * | 1,0560 | 0,1332 | — |
| | Sans religion | 0,9131 | 0,4256 | — | 0,9246 | 0,1357 | — |
| Milieu de résidence (village) | Autres villes | 0,7240 | 0,1572 | ** | 1,0279 | 0,0828 | — |
| | Capitale | 0,8097 | 0,1343 | * | 0,8120 | 0,1103 | * |
| Age (25-29 ans) | 15-19 | 8,8134 | 0,2013 | *** | 4,0652 | 0,1260 | *** |
| | 20-24 | 1,8707 | 0,0923 | *** | 1,2514 | 0,0835 | *** |
| | 30-34 | 0,6092 | 0,0906 | *** | 0,6502 | 0,0852 | *** |
| | 35-39 | 0,3325 | 0,1101 | *** | 0,4680 | 0,1009 | *** |
| | 40-44 | 0,1350 | 0,1362 | *** | 0,2017 | 0,1308 | *** |
| | 45-49 | 0,0484 | 0,2166 | *** | 0,0599 | 0,2098 | *** |
| Co-résidence avec conjoint (oui) | Non | 0,8561 | 0,0832 | * | 1,0060 | 0,0871 | — |
| | Pas de conjoint | 1,8388 | 0,3255 | * | 1,5655 | 0,3038 | ** |
| Instruction de la femme (non instruite) | Primaire | 0,9144 | 0,0943 | — | 0,9995 | 0,0779 | — |
| | Secondaire et plus | 0,9307 | 0,1219 | — | 0,7956 | 0,1170 | ** |
| Instruction du conjoint (non instruit) | Primaire | 1,1205 | 0,1160 | — | 1,2495 | 0,0897 | ** |
| | Secondaire et plus | 1,0546 | 0,1334 | — | 0,9115 | 0,0984 | * |
| | Pas de conjoint | 1,0743 | 0,2314 | — | 1,0695 | 0,1609 | — |
| Occupation de la femme (agricultutrice) | Cadre et employée de bureau | 0,9487 | 0,1568 | — | 1,4437 | 0,2557 | — |
| | Commerce et service | 0,8174 | 0,0968 | ** | 0,7694 | 0,0866 | *** |
| | Sans travail | 0,5598 | 0,2806 | ** | 0,9946 | 0,0911 | — |
| | Ménagère | 1,1092 | 0,1570 | — | 0,2661 | 0,3878 | *** |
| | Travail manuel | 1,1457 | 0,0786 | * | 0,6623 | 0,2206 | * |
| | ND | | | | 0,8723 | 0,6610 | — |
| Occupation du conjoint (agricultuteur) | Cadre et employé de bureau | 0,9418 | 0,1136 | — | 0,8319 | 0,1284 | — |
| | Commerce et service | 0,8648 | 0,1039 | — | 1,1487 | 0,1055 | — |
| | Travail manuel | 0,8977 | 0,0886 | — | 1,2591 | 0,2671 | — |
| | Aide familiale, domestique | 0,3818 | 0,4646 | ** | 6,1367 | 0,1248 | — |
| | Sans travail | 0,8566 | 0,2560 | — | 1,1455 | 0,0968 | — |
| | ND | 0,8891 | 0,2174 | — | 1,6960 | 0,2036 | *** |
| Enfant décédé (oui) | Non | 0,6659 | 0,0738 | *** | 0,8477 | 0,0621 | *** |
| | Pas d'enfant | 0 | 3,4202 | *** | 0 | 3,5503 | *** |
| Souhait d'autres enfants (oui) | Non | 1,1400 | 0,0768 | * | 1,5469 | 0,0845 | *** |
| | ND | 0,2871 | 0,3155 | *** | 0,2381 | 0,2895 | *** |
| Standing de l'habitat (bas) | Moyen | 0,7434 | 0,0732 | *** | 1,1714 | 0,0823 | ** |
| | Haut | 0,7201 | 0,1567 | ** | 0,9646 | 0,1180 | — |

Significativité : *** : significatif à 1%; ** : significatif à 5%; * : significatif à 10%; — : non significatif.

Développement humain et développement monétaire

On relève en effet que le développement du Kenya, s'il se situe à un niveau économique moyen pour l'Afrique sub-saharienne (avec un produit intérieur brut réel par habitant en 1994 de 1 404 \$), se caractérise surtout par un « contenu » social important : ainsi l'indice de développement humain¹⁰, se situe au niveau élevé de 0,463, contre moins de 0,400 pour beaucoup d'autres pays comme la Côte d'Ivoire avec 0,368 (Tab. 5). Cette qualité sociale du développement réside dans l'amélioration de l'état sanitaire de la population, dans la diffusion de la scolarisation et, tout particulièrement, dans un effort de réduction des inégalités entre les sexes. Ainsi, l'indice sexospécifique du développement humain (ISDH) accentue l'écart entre les deux pays (0,458 contre 0,341) et accorde un meilleur classement au Kenya dans l'ensemble des pays, au contraire par exemple de la Côte d'Ivoire, qui se trouve moins bien située dans l'ISDH que dans l'IDH. La pauvreté sociale, telle que l'on peut l'estimer par l'indicateur de pauvreté humaine (IPH), qui révèle la faible longévité et l'absence d'accès aux infrastructures sanitaires, scolaires et de communication, est nettement moins répandue au Kenya où elle concerne 26% de la population contre 46% en Côte d'Ivoire.

Tableau 5 : indicateurs du développement au Kenya et en Côte d'Ivoire

| Indicateurs | Kenya | Côte d'Ivoire |
|--|-------|---------------|
| Croissance du PNB par habitant 1965-80* | 3,0 | 2,9 |
| Croissance du PNB par habitant 1980-92** | 0,2 | -4,7 |
| PIB réel par habitant (1) | 1404 | 1668 |
| IDH*** | 0,463 | 0,368 |
| ISDH*** | 0,458 | 0,341 |
| Différence*** de classement entre ISDH et IDH (2) | 2 | -2 |
| IPH*** en % (3) | 26,1 | 46,3 |
| Différence*** de classement entre IPH et IDH (4) | 14 | -8 |
| Coefficient**** de Gini de la répartition du revenu ou de la consommation en % (5) | 57,5 | 36,9 |
| Population vivant dans la pauvreté*** en % (6) | 50 | 18 |

(1) : Le produit intérieur brut réel par habitant est exprimé en dollars des États-Unis sur la base de la parité de pouvoir d'achat de la monnaie nationale. (2) : un chiffre positif indique que le classement selon l'ISDH, dans les 146 pays où il a pu être calculé, est supérieur à celui selon l'IDH, le chiffre négatif signifie le contraire, le zéro signifiant un classement identique. (3) : La valeur de l'IPH correspond à la proportion de la population souffrant de trois formes de pauvreté humaine (faible longévité, exclusion de l'instruction et déficit des conditions de vie). (4) : Un chiffre positif indique que le classement selon l'IPH, dans les 78 pays où il a pu être calculé, est supérieur à celui selon l'IDH, les chiffres négatifs signifient le contraire. (5) : Le coefficient de Gini mesure l'inégalité dans la distribution des revenus des ménages. Un coefficient égal à zéro décrit une situation d'égalité totale, tandis qu'un coefficient égal à 100% indique une situation d'inégalité totale. (6) : population vivant avec moins de 1 \$ par jour, sur la base de la parité de pouvoir d'achat de la monnaie nationale, durant la période 1989-94.

Sources : * : [1] ; ** : [2] ; *** : [20] ; **** : [3].

10. L'indice de développement humain (IDH) est un indice composite du niveau moyen d'un pays en terme de potentiel humain élémentaire; il est mesuré à partir de 3 composantes : l'espérance de vie à la naissance, le niveau d'éducation et le niveau de revenu. L'indicateur sexospécifique de développement humain (ISDH) est de même nature que l'IDH mais il tient compte en outre des inégalités entre les hommes et les femmes. L'indicateur de pauvreté (IPH) tente d'appréhender la dégradation de la qualité de vie; il est mesuré à partir des déficits relatifs à différentes composantes : la longévité, l'instruction, l'accès à l'eau et aux services de santé, l'alimentation. Ces trois indicateurs ont été élaborés et sont mis à jour par le PNUD [19 et 20].

La moindre différence entre hommes et femmes et la diffusion plus restreinte de la pauvreté révèlent le caractère plus égalitaire du développement au Kenya au regard de ce qui se passe en Côte d'Ivoire. Cette affirmation doit cependant être nuancée si l'on raisonne en termes strictement économiques : en effet, les inégalités de revenu sont moindres en Côte d'Ivoire, comme on le vérifie avec la comparaison des coefficients de Gini de la distribution des revenus, et la part de la population vivant dans la pauvreté monétaire est également plus faible en Côte d'Ivoire : 18% contre 50% (Tab. 5).

Par conséquent le développement au Kenya se caractérise par une plus grande inégalité des revenus, mais un meilleur accès de tous les groupes de la population aux différentes infrastructures de développement. A l'égalité relative entre hommes et femmes, entre populations aisées et groupes plus démunis, nous pouvons adjoindre une plus grande égalité d'accès à l'éducation, à la santé et à l'information entre populations urbaines et populations rurales, car le développement des campagnes, fondé notamment sur la création d'une classe moyenne de petits propriétaires terriens, semble particulièrement mieux réussi au Kenya et dans les pays proches [6 et 21], que dans les pays francophones d'Afrique de l'Ouest comme en Côte d'Ivoire où les inégalités touchent particulièrement les zones rurales.

Des calendriers distincts de mise en œuvre des programmes de planification familiale

L'expérience du Kenya, comme celle des pays proches que sont le Botswana et le Zimbabwe, où le programme de planification familiale, datant de 1967, est ancien, même si sa montée en puissance s'est révélée lente et ne s'est véritablement amorcée qu'en 1982, et où 72% des contraceptifs modernes utilisés sont obtenus auprès du secteur gouvernemental, nous enseigne que la mise en œuvre d'un programme public fort de planification familiale est en mesure d'impulser une forte croissance de la prévalence de la contraception moderne et de contribuer à la baisse significative des indices de fécondité. Ce caractère public et national des programmes de planification, par conséquent relativement homogènes sur l'ensemble du territoire, pourrait expliquer, avec la relative égalité d'accès à l'éducation et à la santé, la concrétisation d'une composante centrale par une diffusion et une acceptation relativement rapide et généralisée des méthodes d'espacement des naissances par l'ensemble des milieux géographiques et sociaux.

Par rapport au Kenya, la baisse significative actuelle de la fécondité en Côte d'Ivoire, repose moins sur la progression de la contraception, surtout lorsque l'on considère la seule contraception moderne, et davantage sur le maintien de pratiques traditionnelles d'espacement des naissances et un certain recul de l'âge au premier mariage. Cette baisse concerne surtout les groupes urbains et instruits et correspond par conséquent à une plus forte différenciation des pratiques de reproduction entre les groupes socio-économiques. Cette situation se rapproche de l'évolution d'un pays situé également en Afrique de l'Ouest comme le Sénégal, où la baisse de la fécondité est cependant moins forte [18], et du début de la transition dans d'autres régions, comme au Nord-Soudan, en Tanzanie et au Swaziland, où l'on constate une baisse initiale dans les jeunes générations et dans les couches urbanisées, grâce notamment à un recul de l'âge au premier mariage [9]. Ceci nous semble correspondre, d'une part, à un modèle de développement social plus égalitaire et, d'autre part, à l'absence de programme national de planification familiale.

Le contexte de politique démographique est en effet radicalement différent en Côte d'Ivoire de ce qu'il peut être au Kenya. Le gouvernement ivoirien ne s'est prononcé qu'en 1991 pour une maîtrise de la croissance démographique et la politique nationale de population a été adoptée en 1997 seulement. Jusque là, seules quelques initiatives associatives et privées d'Information, d'Éducation et de Communication (IEC) et de diffusion de contraceptifs ont pu se développer jusqu'au début des années quatre-vingt-dix, dans un climat de populationnisme affirmé et de restriction à ce type d'activités. Depuis cette date, des programmes de planification familiale ont pris leur essor, mais dans des conditions peu favorables à la véritable mise en œuvre d'un programme public fort à l'échelle nationale (activités erratiques des bailleurs de fonds, instabilité des responsables nationaux, etc.), ce qui explique que 70% des moyens contraceptifs modernes soient obtenus auprès du secteur privé. Nul doute qu'avec un tel décalage politique et institutionnel, un tel écart dans l'accès à l'éducation et aux services de santé¹¹, les interactions sociales favorables à la diffusion de nouveaux comportements de reproduction, telles qu'elles ont été mises en évidence par J. Bongaarts et S.C. Watkins [4] comme élément essentiel du début de la transition, soient nettement moindres en Côte d'Ivoire qu'au Kenya et contribuent plus faiblement à la connaissance et à la l'adoption des méthodes modernes de planification familiale. Ceci peut expliquer la diffusion moindre, à l'heure actuelle, des pratiques novatrices des instruits vers les analphabètes, des villes vers les campagnes, des épouses de salariés vers les agricultrices, etc., constatée en Côte d'Ivoire.

*

* *

Le début de la transition de la fécondité en Côte d'Ivoire s'opère selon des schémas démographiques et socio-économiques différents de ceux rencontrés au Kenya. En Côte d'Ivoire, la baisse de la fécondité intervient surtout en début et en fin de vie féconde ; elle repose sur un maintien des pratiques traditionnelles d'espacement des naissances associé à une progression, très inégale selon les groupes, de la pratique contraceptive, et concerne en priorité les populations instruites et urbanisées. Au Kenya, au contraire, la majorité des groupes socio-économiques s'inscrit dans cette transition ; elle concerne tous les âges de la vie féconde, et les progrès de la prévalence contraceptive s'avèrent décisifs. Ces différences de morphologie démographique et sociale de la transition correspondent à des distinctions fortes des modes de développement et des politiques de population.

Ces caractéristiques semblent correspondre, au-delà de ces deux pays très symboliques au regard de l'évolution politique et économique du continent que sont le Kenya et la Côte d'Ivoire, à des éléments que l'on retrouve dans d'autres pays qui leur sont respectivement proches : par exemple le Botswana et le Zimbabwe pour l'un, et le Sénégal pour l'autre. Ces proximités, qui pourraient sans doute être étendues à d'autres pays, devront être confirmées par des analyses ultérieures pour vérifier la pertinence réelle des expériences kenyane et ivoirienne en tant que modèles distinctifs de transition de la fécondité en Afrique sub-saharienne.

11. Ainsi, dans les années 1990, le taux d'analphabétisme des adultes est de 61% en Côte d'Ivoire et de 23% seulement au Kenya, la population privée de service de santé est de 70% en Côte d'Ivoire et de 23% au Kenya.

Bibliographie

1. BANQUE MONDIALE, 1989, *L'Afrique sub-saharienne. De la crise à la croissance durable*, Washington D.C., 346 p.
2. BANQUE MONDIALE, 1994, *Rapport sur le développement dans le monde 1994*, Washington D.C., 268 p.
3. BANQUE MONDIALE, 1997, *Rapport sur le développement dans le monde 1997*, Washington D.C., 290 p.
4. BONGAARTS J. et WATKINS S.C., 1996, Social Interactions and Contemporary Fertility Transitions, *Population and Development Review*, Vol. 22, n° 4, p. 639-682.
5. BONGAARTS J., 1978, A framework for analyzing the proximate determinants of fertility, *Population and Development Review*, Vol. 4, n° 1, p. 105-131.
6. BRASS W. et JOLLY C.L., Eds., 1993, *Population Dynamics of Kenya*, National Academy Press, Washington, D.C., 183 p.
7. CALDWELL J.C. et CALDWELL P., 1993, The South African Fertility Decline, *Population and Development Review*, Vol. 19, n° 2, p. 225-262.
8. CALDWELL J.C., ORUBULOYE I.O. et CALDWELL P., 1992, Fertility Decline in Africa : A New Type of Transition ?, *Population and Development Review*, Vol. 18, n° 2, p. 211-242.
9. CLELAND J., ONUOHA N. et TIMAEUS I., 1994, Fertility Change in sub-saharan Africa : a Review of the Evidence, in LOCOH T. et HERTRICH V., Eds., *The Onset of Fertility Transition in sub-saharan Africa*, Ordina Editions, Liège, p. 1-20.
10. DESGRÈES DU LOU A., MSELATTI P., VIHO I. et WELFENS-EKRA C., 1998, *Le recours croissant à l'avortement provoqué à Abidjan depuis 10 ans. Un des mécanismes de la récente baisse de fécondité ?*, ETS, ORSTOM, Documents de recherche n° 5, Paris, 21 p.
11. FOOTE K.A., HILL K.H. et MARTIN L.G., Eds., 1996, *Changements démographiques en Afrique sub-saharienne*, INED-PUF, (Travaux et Documents, Cahier n° 135), Paris, 371 p.
12. JOLLY C.L. et GRIBBLE J.N., 1996, Les déterminants proches de la fécondité, in FOOTE K.A., HILL K.H. et MARTIN L.G., Eds., *Changements démographiques en Afrique sub-saharienne*, INED-PUF, (Travaux et Documents, Cahier n° 135), Paris, p. 71-117.
13. KIRK D. et PILLET B., 1998, Fertility Levels, Trends, and Differentials in sub-saharan Africa in the 1980s and 1990s, *Studies in Family Planning*, Vol. 29, n° 1, p. 1-22.
14. LOCOH T. et HERTRICH V., Eds., 1994, *The Onset of Fertility Transition in sub-saharan Africa*, Ordina Editions, Liège, 308 p.
15. MHLOYI M., 1994, Fertility Transition in Zimbabwe, in LOCOH T. et HERTRICH V., Eds., *The Onset of Fertility Transition in sub-saharan Africa*, Ordina Editions, Liège, p. 87-104.
16. NATIONAL COUNCIL FOR POPULATION AND DEVELOPMENT ET MACRO INTERNATIONAL INC., 1994, *Kenya Demographic and Health Survey 1993*, Nairobi et Calverton, 278 p.
17. N'CHO S. et al., 1995, *Enquête démographique et de santé en Côte d'Ivoire 1994*, Institut National de la Statistique - Macro International Inc., 294 p.
18. NDIAYE S., DIOUF P.D. et AYAD M., 1994, *Enquête Démographique et de Santé au Sénégal (EDS-II) 1992/93*, Ministère de l'Économie, des Finances et du Plan et Macro International Inc., Dakar et Calverton, 284 p.
19. PNUD, 1995, *Rapport mondial sur le développement humain 1995*, Economica, Paris, 251 p.
20. PNUD, 1997, *Rapport mondial sur le développement humain 1997*, Economica, Paris, 268 p.
21. ROBINSON W.C., 1992, Kenya enters the fertility transition, *Population Studies*, Vol. 46, n° 3, p. 445-457.
22. TABUTIN D., 1997, Les transitions démographiques en Afrique sub-saharienne. Spécificité, changements... et incertitudes, *Communication au Congrès Général de la Population de Beijing*, UIESP, 24 p.

11. Mobilité sociale et fécondité à Bamako¹

Richard Marcoux² et Victor Piché³

La plupart des études récentes sur la démographie africaine indiquent que le déclin de la fécondité semble s'être amorcé dans la plupart des zones urbaines. Ce serait notamment le cas au Mali selon la toute dernière enquête démographique et de santé (EDS) de 1995-96. Les résultats de cette enquête révélaient en effet que l'indice synthétique de fécondité (ISF) à Bamako a diminué au cours des 15 dernières années pour se situer en deçà de 4,7 enfants par femme, creusant un écart d'environ deux enfants avec le milieu rural. Ces résultats sont évidemment liés à des transformations considérables des calendriers matrimoniaux qui ont conduit à un recul de l'âge moyen au mariage à Bamako d'environ sept années depuis le début des années soixante. Deux objectifs sous-tendent ce chapitre. Nous nous proposons dans un premier temps d'évaluer le rôle des changements matrimoniaux sur cette baisse importante de la fécondité. Nous examinerons ainsi la fécondité dite légitime afin de bien circonscrire le rôle que semblent jouer les reports de projets de mariage sur la vie génésique des femmes et sur la descendance atteinte des hommes. Par ailleurs, nous avons pu mettre en relief l'importance des difficultés économiques qui touchent la population bamakoise en général depuis plus d'une vingtaine d'années. Ces difficultés semblent avoir affecté considérablement les perspectives d'emploi et les possibilités d'ascension socio-professionnelle. Est-ce que ce contexte qui, d'après nos résultats, a affecté le calendrier d'entrée en union des hommes et des femmes, pourrait également jouer un rôle important dans les projets d'agrandissement de la famille à Bamako ? Nous appuyant sur la méthodologie que nous avons développée sur la mobilité sociale à Bamako, nous nous proposons d'examiner, dans un deuxième temps, les itinéraires professionnels des populations enquêtées en 1992 en relation avec les histoires génésiques et familiales des individus.

Les études récentes sur la démographie africaine indiquent que le déclin de la fécondité semble s'être amorcé dans la plupart des zones urbaines. Ce serait notamment le cas au Mali selon la toute dernière enquête démographique et de santé (EDS) de 1995-96. Les résultats de cette enquête révèlent en effet que l'indice synthétique de fécondité (ISF) à Bamako a diminué au cours des 15 dernières années pour se situer à 4,7 enfants par femme, creusant un écart d'environ deux enfants avec le milieu rural. Par ailleurs, nous avons pu mettre en relief l'importance des difficultés économiques qui touchent la population bamakoise en général depuis plus d'une vingtaine d'années. Ces difficultés semblent avoir affecté considérablement les perspectives d'emploi et les possibilités d'ascension socio-professionnelle. Est-ce que ce contexte qui, d'après nos résultats, a affecté le calendrier d'entrée en union des

1. Nous aimerions remercier Lucie Gingras, assistante de recherche au Département de démographie de l'Université de Montréal pour le travail de traitement des données très fastidieux qu'elle a réalisé de même que pour ses commentaires sur une première version de ce texte.

2. Université de Laval, Québec.

3. Université de Montréal.

hommes et des femmes, pourrait également jouer un rôle important dans les projets d'agrandissement de la famille à Bamako ? Nous appuyant sur la méthodologie que nous avons développée sur la mobilité sociale à Bamako [13], nous nous proposons d'examiner, dans ce chapitre les itinéraires professionnels des populations enquêtées en 1992 en relation avec les histoires génésiques et familiales des individus.

Notre exposé se compose de trois parties. Dans un premier temps nous rappelons les principaux éléments de ce modèle qui tente d'inscrire la baisse de la fécondité à travers la crise économique que traversent les sociétés africaines. Dans un deuxième temps nous nous attardons sur les tendances en matière de fécondité en nous appuyant notamment sur les données de la toute récente EDS du Mali (1995-96). Enfin, nous examinons les liens entre fécondité et trajectoire socio-professionnelle des Bamakois et Bamakoises à partir des données d'une enquête biographique que nous avons menée en 1992 dans la capitale.

La transition de fécondité de crise

Comme nous le rappelions dans un texte précédent [13], certains auteurs ont avancé l'idée que les difficultés économiques pourraient conduire à des changements importants dans les comportements démographiques des populations africaines, favorisant plus précisément une inflexion de la fécondité [2, 4 et 11]. R. Lesthaeghe [10 : 478] a d'ailleurs proposé le concept de « transition de crise » (*crisis-led transition*) : « L'hypothèse d'une transition de crise s'appuie clairement sur l'argument des aspirations déçues causées par l'augmentation des coûts de l'éducation d'un enfant, la réduction présumée de l'utilité des enfants scolarisés, et le déclin des perspectives d'avenir pour les adultes en général⁴ ».

E. Boserup [3 : 39] nous propose sensiblement le même modèle pour comprendre l'évolution anticipée de la fécondité en Afrique : « Avant la crise, les attentes plutôt optimistes des parents vivant en milieu urbain concernant le futur de leurs enfants contribuaient à maintenir la fécondité élevée, mais quand sont combinées une réduction des revenus et des possibilités d'emploi de ces parents à une baisse de confiance dans l'avenir de leurs enfants, de plus en plus de parents citadins peuvent devenir enclins à prendre des mesures conduisant à une réduction de la fécondité. D'ailleurs, les mauvaises conditions du marché du travail urbain pour les jeunes migrants qui partent du milieu rural pour se rendre en milieu urbain peuvent avoir des effets semblables pour certains parents vivant en milieu rural⁵ ».

À l'échelle micro, on peut facilement comprendre les raisons objectives conduisant au report des projets d'agrandissement de la famille proposés par ce que l'on pourrait nommer les tenants de la « transition de crise ». Le contexte global à l'intérieur duquel s'inscrivent ces décisions individuelles ou familiales peut par contre avoir des effets indirects inverses sur la fécondité. Par exemple, la crise économique et les programmes d'ajustement structurel ont conduit à une baisse importante du pouvoir d'achat des ménages au Mali [13] comme dans de nombreux autres pays d'Afrique. Les licenciements, les dévaluations des monnaies⁶, les privatisations de nombreuses sociétés d'État ont conduit un nombre important d'individus au chô-

4. Traduction des auteurs.

5. Traduction des auteurs.

6. Soulignons que le Mali a connu deux dévaluations de sa monnaie : la première en 1984 a conduit au passage du franc malien au franc CFA alors que la seconde, en 1994, a concerné tous les pays de la zone CFA.

mage [5]. A une échelle plus large, ces actions ont également eu pour effet de diminuer la quantité et/ou la qualité de nombreux services (éducation, santé, etc.). Est-ce que l'accessibilité aux moyens contraceptifs et aux services de santé et de planification familiale est devenue plus difficile ? Si tel fut le cas, on peut dès lors croire que des forces opposées sont intervenues en matière de fécondité. D'un côté, les difficultés individuelles liées à une précarisation des conditions de vie pourraient bien avoir pour effet de reconduire certaines naissances désirées. D'un autre côté, à une échelle plus large, une diminution des moyens et des services susceptibles de mettre à exécution les actions permettant ces reports pourrait avoir semé certaines embûches aux parents désirant réduire leur fécondité. T. Locoh et Y. Makdessi écrivaient récemment [11 : 3] que « (...) les crises des économies africaines incitent probablement une partie de la population (celle des salariés des villes) à réduire leurs descendance mais elles compromettent directement la poursuite des progrès antérieurs en matière de scolarisation et de promotion de la santé, deux secteurs clés d'une évolution de la demande d'enfants et d'une meilleure régulation de la fécondité. (...) Dans un tel contexte, on pourrait voir s'accroître les différences entre milieux urbains et ruraux. En ville, il semble bien qu'un nombre croissant de familles pratiquent la planification des naissances, sous une forme ou sous une autre ».

La ville représente donc le lieu par excellence où devrait se produire cette transition de crise. Les écarts en termes de services entre les milieux urbains et ruraux ont par ailleurs plusieurs fois été soulignés. Les villes disposent de services en matière de santé et d'éducation plus importants qu'en zone rurale. Le contexte d'offre globale de services y est donc nettement supérieur. Par ailleurs, la crise économique semble avoir touché davantage la ville que la campagne et le Mali n'apparaît pas faire exception à cette règle [17 et 18]. Une ville comme Bamako représente donc un terrain idéal pour tester ce modèle de transition de crise. Mais avant de se pencher sur ce modèle, examinons d'abord les tendances en matière de fécondité.

La fécondité

Les données des deux EDS du Mali (1987 et 1995/96) nous permettent d'obtenir un profil assez complet des tendances récentes en matière de fécondité. Le tableau 1 présente quelques indicateurs obtenus à partir des données publiées de ces deux EDS. Dès le milieu des années quatre-vingt, l'écart entre les ISF du milieu urbain et du milieu rural était de l'ordre d'environ un enfant par femme. L'écart s'est creusé davantage suite à une légère augmentation de la fécondité en zone rurale et une baisse de 0,7 enfants dans le milieu urbain. Les indices rétrospectifs (descendance atteinte) pour les plus vieilles générations de femmes interrogées lors de chacune des deux enquêtes révèlent que les indices du moment pourraient notamment présenter des biais de calendrier. En effet, les indicateurs de descendance atteinte laissent croire que la fécondité serait nettement plus élevée que ce que l'on aurait estimé. Les écarts entre les milieux, qui étaient pratiquement nuls en 1986, deviennent assez importants en 1995. Les tendances sont également opposées : alors que l'on aurait assisté à une augmentation de la fécondité en zone rurale (7,1 à 7,8), on observe une baisse importante à Bamako (7,3 à 6,6). L'évolution de la fécondité à Bamako à l'intérieur de ces tendances générales semble donc conforme au modèle de fécondité de crise. En effet, alors qu'il y a soit maintien soit augmentation de la fécondité à l'extérieur de la capitale, les Bamakoises auraient pour leur part réduit leur fécondité.

Tableau 1 : Indices synthétiques de fécondité (ISF) (1) et descendance atteinte à 40-49 ans selon le milieu de résidence, 1984-96

| | ISF 1984-86 | ISF 1993-95 | Descendance atteinte à 40-49 ans 1987 | Descendance atteinte à 40-49 ans 1995-96 |
|-------------------|----------------|----------------|---|--|
| Bamako | 5,4 | 4,7 | 7,3 | 6,6 |
| Milieu urbain (2) | 6,1 | 5,4 | 7,1 | 7,1 |
| Milieu rural | 7,0 | 7,2 | 7,1 | 7,8 |
| Ensemble du Mali | 6,7 | 6,6 | 7,1 | 7,6 |

(1) : ISF calculés sur la population de 15-49 ans (sur 3 années). (2) : Le milieu urbain comprend Bamako.

Sources : Données publiées des deux EDS du Mali, 1986 et 1995-96.

Les fluctuations de la fécondité sont rendues possibles à travers ce qu'il est convenu d'appeler les variables intermédiaires dont K. Davis et J. Blake [7] ont été les premiers à parler. Il est intéressant de noter que les tendances inverses de certains indicateurs contribuent à annuler les effets sur la fécondité. Par exemple, bien que l'aménorrhée post-partum soit plus courte d'un mois en milieu urbain qu'en milieu rural, l'abstinence post-partum y est plus élevée d'un mois dans les villes. Autre exemple, alors que les taux d'avortement - très peu déclarés - sont légèrement supérieurs en milieu urbain, le pourcentage de femmes ayant fait une fausse couche y est moins important. Les pratiques d'allaitement, qui représentent l'un des paramètres clés de la fécondabilité dans les sociétés dites traditionnelles, ne semblent pas se différencier de façon significative en milieu urbain : la durée médiane d'allaitement y est de 21 mois comparativement à 22 mois en milieu rural.

Deux paramètres méritent toutefois une attention particulière, la contraception et le mariage. Selon les données des EDS, on aurait assisté à une augmentation importante des connaissances en matière de contraception de 1987 à 1995. En effet, 68% des femmes et 86% des hommes déclaraient en 1995 connaître au moins une méthode contraceptive (65% des femmes et 84% des hommes déclarant connaître une méthode dite moderne). Ces proportions n'étaient en 1987 que de 43% chez les femmes et de 65% chez les hommes (respectivement 28% et 54% en ce qui a trait aux méthodes dites modernes). Les différences entre zones urbaines et rurales doivent par ailleurs être soulignées. A Bamako, au milieu des années quatre-vingt-dix, plus de 97% des hommes et des femmes en union connaissent au moins une méthode contraceptive moderne alors qu'en zone rurale ces proportions descendent à 57% chez les femmes et à 82% chez les hommes. En 1987, ces proportions étaient d'environ 75% chez les Bamakois(es) alors qu'elles atteignaient à peine 19% chez les femmes du milieu rural et 63% chez les hommes. On peut donc dire que les nombreuses campagnes d'information en matière de planification familiale ont permis d'élargir considérablement les connaissances en matière de contraception. A Bamako, on peut même considérer que l'ensemble de la population connaît au moins une méthode moderne.

Les taux de prévalence contraceptive (proportion utilisant une méthode au moment de l'enquête) demeurent toutefois très faibles pour l'ensemble du Mali : 8% chez les femmes et 18% chez les hommes en 1995, alors que ces proportions étaient d'un peu moins de 5% chez les femmes et près de 4% chez les hommes en 1987. La prévalen-

ce contraceptive, nettement plus élevée chez les hommes que chez les femmes en 1995, s'explique notamment par une augmentation importante de l'utilisation du condom (moins de 1% en 1987 comparativement à 8% en 1995). Il est à souligner qu'en 1995, la prévalence contraceptive était plus élevée parmi l'ensemble des femmes qui n'étaient pas en union (15%) que chez les seules femmes en union (6,7%), ce qui, selon les auteurs du rapport de l'EDS-1995, est contraire à ce que l'on observe ailleurs.

A Bamako, bien que pratiquement tous les individus mariés connaissent une méthode contraceptive, environ le quart en utilise une au moment de l'enquête de 1995 : la prévalence contraceptive chez les personnes en union à Bamako est de 23% chez les femmes et de 29,5% chez les hommes. Comment expliquer ce faible niveau ? S'agit-il d'un problème d'accessibilité des services de contraception ? Pour l'ensemble du Mali, parmi les hommes et les femmes qui n'utilisent pas la contraception et n'ont pas l'intention de l'utiliser, 0,1% donne comme raison la difficulté à obtenir les produits, 0,1% le prix des contraceptifs et moins de 7% le fait qu'ils ne savent pas où se procurer les dits contraceptifs. Pour Bamako, on peut sûrement affirmer que les raisons de la non-utilisation de la contraception doivent être trouvées ailleurs que dans l'offre de service ou dans le manque d'informations.

Concernant cette fois la nuptialité, on dispose depuis le début des années soixante d'importantes données provenant d'une série d'opérations de collecte nous permettant d'examiner les changements qui se sont opérés dans les modèles matrimoniaux [12 et 14]. L'utilisation de techniques indirectes sur les données de recensements et d'enquêtes qui se sont déroulées sur le territoire malien nous permet d'examiner l'évolution de l'âge au mariage au cours des trente années qui ont suivi l'Indépendance. Pour l'ensemble du pays, l'âge moyen au premier mariage (AMPM) a connu un recul de deux ans chez les hommes et de 2,5 ans chez les femmes. Cette augmentation cache toutefois des disparités importantes selon le milieu de résidence. En effet, alors que les changements sont très peu importants en milieu rural, l'âge moyen au mariage à Bamako est passé de 28 à 33 ans pour les hommes et de 16, 7 ans à 23, 4 ans chez les femmes de 1960 à la fin des années quatre-vingt.

L'enquête menée à Bamako est venue confirmer ces tendances obtenues à partir de méthodes indirectes⁷. En effet, en exploitant les données rétrospectives obtenues sur les biographies matrimoniales, nous avons pu évaluer que l'âge médian au mariage des Bamakois est passé de 26 ans pour les générations 1937-46 à 33 ans pour les générations 1957-66 et de 15 à 21 ans chez les Bamakoises [15]. Il s'agit donc d'un recul très important de l'âge au mariage et ce, en l'espace de moins de trente ans. Comme le confirment les résultats de la dernière EDS du Mali, ces transformations du calendrier d'entrée en union à Bamako, conjuguées au maintien du calendrier matrimonial en zones rurales, ont évidemment creusé un écart d'âge au mariage très important entre Bamako et les zones rurales. Dans un contexte où le mariage joue un rôle crucial dans l'établissement d'une famille, on devrait s'attendre à ce que

7. Il est important de rappeler que ces estimations s'appuient sur une méthode dite indirecte développée par Hajnal à partir des proportions de célibataires. Cette méthode repose notamment sur deux hypothèses : 1) indépendance entre nuptialité et mortalité; 2) indépendance entre nuptialité et migration. La deuxième hypothèse pose des problèmes importants dans un contexte de forte urbanisation comme ce fut le cas à Bamako au cours de la période étudiée. Il s'avérait donc essentiel de tenter de valider les résultats obtenus par cette méthode indirecte à partir cette fois de méthodes directes en s'appuyant sur les données rétrospectives [12].

ce recul de l'âge d'entrée en union affecte du coup la fécondité des populations bamakoises.

Itinéraires socio-professionnels et fécondité

Notre objectif ici est d'examiner les liens entre la mobilité socio-professionnelle et la fécondité. Nous avons déjà pu mettre en relief les différences dans les processus d'insertion dans l'emploi selon les générations [16]. Il apparaissait clairement que les jeunes générations présentaient d'importantes difficultés à accéder à un premier emploi comme salarié dans le secteur formel ou même à leur compte dans le secteur informel. En utilisant une typologie hiérarchique des activités socio-professionnelles déclarées au cours de la vie des personnes enquêtées en 1992, nous pouvons rendre compte des trajectoires de travail des individus⁸. Aux neuf classes socio-professionnelles retenues⁹, nous avons ajouté trois autres catégories : le non-emploi (qui comprend essentiellement les périodes de chômage et de recherche d'emploi), les périodes d'études et, pour les femmes, les périodes « au foyer »¹⁰. Puisque l'information est collectée de façon rétrospective, il devient possible d'examiner les trajectoires d'activités selon qu'elles entraînent une élévation dans notre échelle socio-professionnelle ou encore une mobilité descendante. Les individus qui conservent le même emploi ou qui connaissent des changements d'emplois qui n'entraînent pas de modifications sur notre échelle sont qualifiés de non mobiles. Ce cas de figure servira de catégorie de référence pour l'analyse de la mobilité socio-professionnelle des hommes.

Quant aux femmes, il apparaît important de distinguer les périodes d'inactivité socio-professionnelle des périodes dites « au foyer »¹¹. De nombreuses études révèlent en effet que ces périodes « au foyer » sont largement occupées par les travaux domestiques et ménagers qui empêchent toute participation aux activités dans la sphère de la production économique. Nous avons donc scindé le statut de non mobile en deux en distinguant les trajectoires qui s'inscrivent essentiellement en une suite de périodes au foyer¹². Nous avons également distingué les trajectoires qui conduisent au passage d'une période d'activité donnée sur le marché du travail vers une période au foyer et ce, afin de ne pas les confondre avec la mobilité descendante : les périodes de « retour » au foyer peuvent en effet simplement s'inscrire dans les trajectoires familiales (mariages et grossesses) que nous tentons justement de comprendre.

8. Il importe de préciser qu'il s'agit d'emplois dont la durée était de six mois ou plus. Cette limitation, presque nécessaire dans le cadre d'une enquête rétrospective, peut conduire à sous-estimer le travail des jeunes et des femmes qui est souvent de courtes durées.

9. 1) professionnels et cadres; 2) petits et grands employeurs; 3) employés non manuels et qualifiés; 4) indépendants avec aide (rémunérés ou non); 5) petits indépendants; 6) artisans; 7) ouvriers non qualifiés; 8) apprentis qualifiés; 9) apprentis non qualifiés.

10. Cette typologie s'appuie sur les travaux de R. Erikson et J. Golthorpe [9]. Elle a évidemment été adaptée au contexte malien et a été validée avec un certain nombre de variables économiques disponibles dans l'enquête : revenu (pour les salariés), taux de propriété et indice de richesse (basé sur les conditions d'habitation).

11. Soulignons que pour nos trois générations, les périodes sur le marché du travail (formel et informel) représentent environ 40% de l'ensemble des périodes déclarées entre le 12^{ème} et le 30^{ème} anniversaire des femmes et ce, indépendamment de la cohorte. La génération la plus âgée se distingue avec seulement 7% de périodes aux études comparativement à 23% pour les deux autres et avec plus de 53% de périodes au foyer comparativement à environ 37% pour les deux autres.

12. Par exemple, certaines femmes passent du statut de ménagère célibataire dans le ménage de leur famille biologique à ménagère mariée dans le nouveau ménage qu'elles pourront fonder suite au mariage.

Nous avons choisi d'étudier la fécondité de rang un à trois et ce, en utilisant le modèle semi-paramétrique de D.R. Cox [1 et 6]. Ce modèle permet de mesurer l'effet des différentes variables sur la probabilité mensuelle de connaître l'événement qui nous intéresse ici. Le risque que nous étudions est donc celui lié à une naissance d'un rang donné en examinant l'effet que peuvent avoir différentes variables ; certaines étant des variables fixes (génération, ethnie), d'autres variant dans le temps, c'est-à-dire des caractéristiques qui pourront connaître des modifications au cours de la vie d'un individu (mobilité, éducation, état matrimonial, etc.). Les populations étudiées ici (populations soumises aux risques) se composent d'une part des femmes qui étaient présentes à Bamako à l'âge de 12 ans et, d'autre part, des hommes qui eux étaient présents à Bamako à l'âge de 18 ans. Il s'agit en quelque sorte des bornes d'âge inférieures que nous avons fixées pour l'étude de la fécondité. L'enquête que nous avons menée en 1992 repose sur un échantillon stratifié qui distingue trois cohortes d'individus : ceux qui étaient âgés de 45-54 ans (cohorte de naissance de 1937-1946), ceux âgés de 35-44 ans (cohorte 1947-1956) et les plus jeunes âgés de 25 à 34 ans (cohorte 1957-1966). Ce type d'échantillon nous permet d'examiner les cursus spécifiques à chacune de ces générations.

Nous examinerons d'abord les résultats obtenus auprès de la population féminine pour ensuite nous attarder à la vie parentale des hommes. Compte tenu de l'espace limité dont nous disposons, nous n'avons sélectionné que quelques résultats qui illustrent bien les tendances que nous pouvons observer. Ainsi, les liens entre mobilité socio-professionnelle et les naissances de rang un à trois seront examinées pour les femmes alors que pour les hommes, nous nous limiterons aux naissances de rangs un et trois. Les tableaux se présentent tous sensiblement de la même façon. Pour chaque rang de naissance, nous retenons un premier modèle où seules les variables de génération, de résidence à Bamako et de mobilité sont présentes, ce qui nous permet d'examiner l'effet brut de ces variables. Un autre modèle (modèle complet), où nous avons intégré l'ensemble des variables qui nous semblaient pertinentes, nous permet en quelque sorte d'isoler l'effet net de nos variables de mobilité socio-professionnelle après avoir contrôlé l'effet de quelques caractéristiques démographiques, de l'éducation et de l'ethnie. Dans certains tableaux nous présentons un modèle intermédiaire comprenant l'ensemble des variables en omettant cette fois les variables de mobilité sur le marché du travail .

Le tableau 2 concerne les femmes et présente les résultats pour la première naissance selon les trois modèles. On le voit, l'effet de génération est très significatif et nous permet de rendre compte d'une sorte de continuum d'une génération à l'autre : les deux plus jeunes générations ayant retardé l'arrivée de cette première naissance, la plus jeune l'ayant fait davantage que la génération intermédiaire. Le fait de se maintenir en emploi sans toutefois connaître de mobilité semble par ailleurs conduire les femmes à retarder l'arrivée de ce premier enfant alors que les femmes qui connaissent une mobilité ascendante ou descendante ne se comportent pas significativement différemment des femmes au foyer. Ce dernier résultat peu paraître surprenant et nous y reviendrons. Celles qui arrêtent leurs activités professionnelles et qui connaissent une période au foyer ont une probabilité plus élevée de connaître une grossesse que celles qui n'ont jamais connu d'autres activités que celle de ménagère. On peut croire qu'il s'agit ici d'un effet d'anticipation, cette première naissance étant souvent la confirmation d'un mariage réussi.

Tableau 2 : Coefficients du modèle semi-paramétrique (Cox) associés à une première naissance chez les femmes présentes à 12 ans à Bamako (modèles avec la mobilité professionnelle)

| Variable | Modalité | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | |
|---|---------------------|-------------|-------|-------------|-------|-------------|-------|
| | | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z |
| Génération (45-54 ans) | 35-44 ans | -0,271 | 0,043 | 0,084 | 0,549 | 0,116 | 0,409 |
| | 25-34 ans | -0,571 | 0,000 | 0,064 | 0,655 | 0,076 | 0,597 |
| Lieu (hors Bamako)* | A bamako | -0,303 | 0,083 | 0,191 | 0,286 | 0,258 | 0,153 |
| Mobilité (non mobile - au foyer)* | Non mobile - emploi | -0,889 | 0,000 | | | 0,008 | 0,960 |
| | Ascendante | -0,138 | 0,376 | — | — | 0,448 | 0,012 |
| | Descendante | -0,480 | 0,136 | | | 0,441 | 0,201 |
| | Vers foyer | 0,531 | 0,000 | | | 0,423 | 0,030 |
| Age au premier mariage (15-19 ans)* | Avant 15 ans | | | 0,195 | 0,206 | 0,233 | 0,140 |
| | 20-24 ans | — | — | 0,303 | 0,132 | 0,323 | 0,113 |
| | 25 ans et + | | | 0,009 | 0,985 | 0,033 | 0,942 |
| En union (non)* | Oui | — | — | 2,141 | 0,000 | 2,051 | 0,000 |
| Éducation (aucune)* | Primaire | — | — | 0,203 | 0,112 | -0,076 | 0,645 |
| | Secondaire et + | | | 0,193 | 0,254 | 0,044 | 0,814 |
| Ethnie (bambara) | Malinké | | | -0,094 | 0,543 | -0,095 | 0,541 |
| | Peul | | | 0,241 | 0,149 | 0,305 | 0,071 |
| | Soninké | — | — | -0,090 | 0,610 | -0,030 | 0,867 |
| | Autre | | | 0,181 | 0,189 | 0,216 | 0,121 |
| -2 X log - likelihood = | | 4074,114 | | 3809,848 | | 3788,740 | |
| N à risque = 443 | | | | | | | |
| Événements = 393 | | | | | | | |

Notes : * : indique une variable qui varie dans le temps. Les variables de mobilité professionnelle sont significative au seuil de 0,000. ** : « maximum de vraisemblance » qui indique la capacité prédictive statistique de l'ensemble de variables incluses dans chacun des modèles. Source : Enquête Immus-Bamako, 1992.

Le modèle 2 rend compte cette fois du rôle de la nuptialité qui fait disparaître les différences significatives entre les générations. En d'autres termes, les différences observées entre les générations en ce qui concerne la natalité de rang un s'expliquent en grande partie par un calendrier différent d'entrée en union. Dans un contexte où c'est le mariage qui autorise la conception et où par ailleurs cette conception est l'un des principaux marqueurs d'un mariage réussi, ce résultat n'est pas étonnant. Le modèle complet (Modèle 3) nous permet de voir que l'effet de génération n'est toujours pas significatif, alors que la mobilité ascendante a un effet positif sur la probabilité d'avoir une première naissance et ce, après avoir contrôlé pour l'ensemble des variables retenues. Nous avons déjà pu observer un effet similaire de la mobilité ascendante des femmes sur l'entrée en union [13]. Le coefficient particulièrement élevé sur la variable « en union » nous permet de confirmer à nouveau le rôle particulièrement important que joue le mariage dans l'arrivée du premier enfant.

Le tableau 3 présente les résultats de deux modèles sur les naissances de rang deux et sur les naissances de rang trois. On le voit à nouveau, la prise en compte des variables de nuptialité vient rendre non significatifs les effets de génération qui sem-

blaient importants initialement, que ce soit pour les naissances de rang deux ou de rang trois. Les variables démographiques semblent jouer à nouveau un rôle très important. On pense d'abord à l'âge au mariage et au fait de se maintenir en union, deux variables qui présentent des coefficients fortement significatifs. Il en est de même de la survie des enfants précédents : leurs décès provoquent une forte augmentation de la probabilité de naissance de rang deux ou trois. La mobilité ascendante des femmes joue à nouveau de façon significative en accélérant l'arrivée d'une deuxième naissance mais de façon non significative pour les naissances de rang 3.

Nous avons également produit une série d'analyses en remplaçant cette fois notre variable de mobilité par celle à partir de laquelle elle est construite, à savoir les classes socio-professionnelles (Tab. 4). On peut constater que les coefficients des catégories de chômeuses et d'étudiantes sont négatifs et très significatifs et le demeurent après avoir retenu l'ensemble des variables (Modèle 3). On peut donc croire ici que les itinéraires qui conduisent à une sortie des études ou du chômage vers un emploi contribuent largement à faire en sorte que la mobilité ascendante est associée à une accélération de l'arrivée de l'enfant de rang deux. Il importe également de souligner que les périodes au foyer ne sont nullement associées significativement à une augmentation des risques d'une naissance de rang 2 par rapport à notre catégorie de référence (non manuelles et qualifiées) qui regroupe l'essentiel des femmes salariées du secteur moderne. A nouveau, les variables démographiques apparaissent comme étant très déterminantes de cet élargissement de la famille : l'âge au mariage et le maintien en union de même que le décès du premier enfant.

Examinons maintenant les résultats obtenus pour les hommes qui, comme nous le soulignons précédemment, ont connu des difficultés importantes d'insertion sur le marché du travail au cours des dernières années¹³. Le tableau 5 présente deux modèles pour chacun des rangs de naissance 1 et 3. Notre variable de mobilité indique qu'une ascension dans notre échelle socio-professionnelle participe à une accélération de l'arrivée du premier enfant selon le modèle 1. Cette relation ne devient toutefois plus significative par la suite. A nouveau, l'ajout des variables démographiques vient faire disparaître le caractère significatif des coefficients obtenus dans le modèle 1 de chacun des rangs de naissance étudiés ici. Les itinéraires professionnels des hommes sembleraient n'avoir aucun effet significatif sur leur descendance, du moins pour les naissances des trois premiers rangs. Il est par ailleurs à noter que si le fait de ne pas se maintenir en union retarde l'arrivée du premier ou du troisième enfant, le fait d'être en union polygame ne permet d'accélérer de façon significative que l'arrivée du premier, alors que cet état matrimonial n'aurait aucun effet significatif sur l'arrivée du troisième enfant.

Le tableau 6 présente les coefficients concernant l'arrivée d'un troisième enfant pour les hommes, mais cette fois sur la base des catégories socio-professionnelles plutôt que sur la mobilité. A nouveau, les différences entre la génération la plus vieille et la plus jeune deviennent non significatives une fois que les variables démographiques — et plus particulièrement celles portant sur la nuptialité — sont intégrées au modèle (Modèle 2). Seule le statut « Étudiants » semble ralentir de façon signifi-

13. Précisons que nos données révèlent que les plus jeunes générations ont effectivement été davantage confrontées à des problèmes d'insertion sur le marché du travail. Avant l'âge de 30 ans, seulement 9% des périodes déclarées des hommes de la plus vieille génération sont des périodes de chômage alors qu'elles comptent pour 23% des périodes connues avant 30 ans par la plus jeune génération.

cative l'arrivée de ce troisième enfant mais ce résultat devient statistiquement non significatif dans le modèle complet. On peut croire à nouveau que ce statut a pour effet de ralentir les projets de mariage et, du coup, la descendance qui s'en suit, ce qui expliquerait l'élimination de l'effet une fois que nous contrôlons pour l'âge au mariage.

Tableau 3 : Coefficients du modèle semi-paramétrique (Cox) associés à une deuxième naissance et à une troisième naissance chez les femmes présentes à 12 ans à Bamako (modèles avec la mobilité professionnelle)

| Variable | Modalité | Deuxième naissance | | | | Troisième naissance | | | |
|--|------------------------|--------------------|-------|----------|-------|---------------------|-------|----------|-------|
| | | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | |
| | | Coef. | P > z | Coef. | P > z | Coef. | P > z | Coef. | P > z |
| Génération (45-54 ans) | 35-44 ans | -0,339 | 0,012 | 0,065 | 0,650 | -0,398 | 0,004 | -0,075 | 0,622 |
| | 25-34 ans | -0,632 | 0,000 | 0,062 | 0,680 | -0,827 | 0,000 | -0,226 | 0,181 |
| Lieu (hors Bamako)* | A Bamako | -0,115 | 0,511 | 0,258 | 0,150 | -0,200 | 0,274 | 0,007 | 0,972 |
| Mobilité (non mobile - au foyer)* | Non mobile - en emploi | -0,923 | 0,000 | 0,118 | 0,510 | -0,720 | 0,000 | 0,022 | 0,910 |
| | Ascendante | -0,122 | 0,393 | 0,443 | 0,005 | -0,288 | 0,064 | 0,046 | 0,798 |
| | Descendante | -1,359 | 0,001 | -0,241 | 0,587 | -1,314 | 0,005 | -0,222 | 0,646 |
| | Vers foyer | 0,300 | 0,057 | 0,200 | 0,304 | 0,200 | 0,216 | -0,165 | 0,396 |
| Age au 1er mariage (15-19 ans)* | Avant 15 ans | | | 0,560 | 0,000 | | | 0,379 | 0,017 |
| | 20-24 ans | | | 0,104 | 0,561 | | | -0,359 | 0,048 |
| | 25 ans et + | | | 0,102 | 0,730 | | | -0,034 | 0,917 |
| En union (non)* | Oui | | | 2,377 | 0,000 | | | 2,999 | 0,000 |
| Éducation (aucune)* | Primaire | | | 0,194 | 0,250 | | | 0,266 | 0,126 |
| | Secondaire et + | | | -0,094 | 0,640 | | | -0,156 | 0,499 |
| Ethnie (bambara) | Malinké | | | 0,186 | 0,256 | | | 0,287 | 0,107 |
| | Peul | | | 0,415 | 0,017 | | | 0,405 | 0,036 |
| | Soninké | | | -0,034 | 0,859 | | | -0,059 | 0,787 |
| | Autre | | | 0,373 | 0,011 | | | 0,397 | 0,014 |
| Décès de l'enfant précédent (non) | Oui | | | 0,985 | 0,000 | | | | |
| Décès enfant(s) précédent(s) (aucun décès)* | Du 1er enfant | | | | | | | -0,201 | 0,441 |
| | Du 2ème enfant | | | | | | | 1,554 | 0,000 |
| | Des 2 enfants | | | | | | | 1,676 | 0,000 |
| Intervalle entre la 1ère et la 2ème naissance* (24 mois et +) | Moins de 24 mois | | | | | | | 1,362 | 0,000 |
| -2 X log-likelihood = | | 3796,366 | | 3511,904 | | 3490,550 | | 2926,076 | |
| N à risque = 447 | | | | | | | | | |
| Événements = 361 | | | | | | | | | |

Notes : * : indique une variable qui varie dans le temps. Les variables de mobilité professionnelles sont significatives au seuil de 0,000 dans le modèle 2 et au seuil de 0,009 dans le modèle 4. Source : Enquête Immus-Bamako, 1992.

Tableau 4 : Risques associés à une deuxième naissance chez les femmes présentes à 12 ans à Bamako (modèles avec classes socio-professionnelles)

| Variable | Modalité | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | |
|---|---|----------|-------|----------|-------|----------|-------|
| | | Coef. | P > z | Coef. | P > z | Coef. | P > z |
| Génération (45-54 ans) | 35-44 ans | -0,148 | 0,265 | 0,057 | 0,686 | 0,084 | 0,555 |
| | 25-34 ans | -0,437 | 0,001 | 0,060 | 0,690 | 0,129 | 0,389 |
| Lieu (hors Bamako)* | A Bamako | -0,509 | 0,738 | 0,278 | 0,120 | 0,286 | 0,110 |
| Classes socio- professionnelles* (non manuelles et qualifiées) | Employeurs, professionnels et cadres | 0,445 | 0,169 | | | 0,454 | 0,176 |
| | Indépendantes et artisanes | 0,296 | 0,236 | | | -0,072 | 0,802 |
| | Non qualifiée et apprenties | -0,516 | 0,217 | | | -0,149 | 0,732 |
| | En non emploi | -1,396 | 0,000 | | | -1,108 | 0,009 |
| | Étudiantes | -1,456 | 0,000 | | | -0,768 | 0,031 |
| | Au foyer | 0,366 | 0,112 | | | -0,381 | 0,153 |
| Age au premier mariage (15-19 ans)* | Avant 15 ans | | | 0,545 | 0,000 | 0,578 | 0,000 |
| | 20-24 ans | | | 0,096 | 0,586 | 0,139 | 0,433 |
| | 25 ans et + | | | 0,133 | 0,654 | 0,152 | 0,614 |
| En union (non)* | Oui | | | 2,380 | 0,000 | 2,254 | 0,000 |
| Décès de l'enfant précédent (non)* | Oui | | | 1,018 | 0,000 | 1,044 | 0,000 |
| Éducation (aucune)* | Primaire | | | 0,341 | 0,012 | 0,322 | 0,022 |
| | Secondaire et + | | | 0,038 | 0,836 | -0,070 | 0,769 |
| Ethnie (bambara) | Malinké | | | 0,206 | 0,204 | 0,192 | 0,242 |
| | Peul | | | 0,450 | 0,009 | 0,434 | 0,012 |
| | Soninké | | | -0,044 | 0,819 | -0,042 | 0,827 |
| | Autre | | | 0,350 | 0,016 | 0,363 | 0,013 |
| -2 X log likelihood = | | 3766,81 | | 3511,90 | | 3488,01 | |
| N à risques = 447 | | | | | | | |
| Événements = 361 | | | | | | | |

Notes : * : indique une variable qui varie dans le temps. Les variables de classe socio-professionnelle sont significatives au seuil de 0,000. Source : Enquête Immus-Bamako., 1992.

*

* *

Les toutes dernières informations sur la démographie en Afrique permettent difficilement d'affirmer que ce continent a amorcé une baisse généralisée de sa fécondité. On y observe en effet des tendances fort variées : maintien de niveaux relativement élevés dans les zones rurales, notamment en Afrique de l'Ouest, augmentation de la fécondité permise par un recul de l'infertilité (Afrique centrale et des Grands Lacs, notamment) et enfin, déclin de la fécondité qui semble bien amorcé, plus particulièrement dans de nombreuses zones urbaines. Ce serait notamment le cas au Mali et plus précisément dans sa capitale, comme en font foi les toutes dernières données de l'EDS de 1995/96.

Tableau 5 : Coefficients des modèles semi-paramétriques (Cox) associés à une première naissance et à une deuxième naissance chez les hommes présents à 18 ans à Bamako (modèles avec la mobilité professionnelle)

| Variable | Modalité | Première naissance | | | | Deuxième naissance | | | |
|------------------------------------|-----------------|--------------------|-------|-------------|-------|--------------------|-------|-------------|-------|
| | | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | | Modèle 4 | |
| | | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z |
| Génération (45-54 ans) | 35-44 ans | -0,205 | 0,169 | 0,061 | 0,696 | -0,114 | 0,500 | 0,051 | 0,781 |
| | 25-34 ans | -0,498 | 0,002 | 0,008 | 0,964 | -0,844 | 0,002 | -0,165 | 0,557 |
| Lieu (hors Bamako)* | A Bamako | -0,189 | 0,264 | -0,183 | 0,294 | -0,200 | 0,333 | -0,181 | 0,408 |
| Mobilité (non mobile)* | Ascendante | 0,435 | 0,002 | 0,170 | 0,262 | 0,101 | 0,575 | -0,256 | 0,189 |
| | Descendante | 0,168 | 0,452 | 0,264 | 0,248 | 0,117 | 0,659 | -0,065 | 0,817 |
| Age au 1er mariage (15-19 ans)* | Avant 25 ans | | | -0,241 | 0,256 | | | 0,302 | 0,136 |
| | 30 ans et + | | | 0,014 | 0,964 | | | -0,508 | 0,041 |
| En union (mono-game)* | Hors union | | | -2,530 | 0,000 | | | -2,987 | 0,000 |
| | Polygame | | | 0,696 | 0,087 | | | 0,322 | 0,308 |
| Éducation (aucune)* | Primaire | | | 0,185 | 0,243 | | | 0,376 | 0,077 |
| | Secondaire et + | | | 0,228 | 0,162 | | | 0,424 | 0,046 |
| Ethnie (bambara) | Malinké | | | 0,161 | 0,376 | | | 0,123 | 0,582 |
| | Peul | | | 0,104 | 0,617 | | | -0,050 | 0,858 |
| | Soninké | | | 0,155 | 0,460 | | | 0,161 | 0,558 |
| | Autre | | | -0,350 | 0,038 | | | -0,143 | 0,520 |
| -2 X log-likelihood = | | 2853,708 | | 2552,712 | | 1726,44 | | 1527,748 | |
| | | N à risque = 416 | | | | N à risque = 416 | | | |
| | | Événements = 281 | | | | Événements = 176 | | | |

Notes : * : indique une variable qui varie dans le temps. Les variables de mobilité professionnelle sont significatives au seuil de 0,000. Source : Enquête Immus-Bamako, 1992.

Comment alors expliquer ce déclin de la fécondité urbaine qui semble par ailleurs être fortement attendu (souhaité ?) par certains observateurs ? L'hypothèse de la transition de crise pourrait s'avérer être un modèle explicatif particulièrement intéressant. En effet, dans un contexte d'appauvrissement individuel et familial lié à des difficultés économiques majeures que traversent la plupart des pays africains, ne serait-il pas logique que les individus reportent sine die leur projet d'agrandissement de la famille ? Le sens commun nous porte à croire que les familles seront intéressées à ne pas alourdir davantage la charge de personnes dépendantes en leur sein dans un tel contexte.

Bamako nous semble être un cadre fort approprié pour tester cette hypothèse de fécondité de crise. Les populations bamakoises ont en effet connu une dégradation presque continue de leur pouvoir d'achat depuis le milieu des années soixante, dégradation qui s'est davantage accentuée à partir des années quatre-vingt et ce, jusqu'au renversement du gouvernement du Général Moussa Traore en mars 1991.

Ces problèmes ont rendu extrêmement difficiles les possibilités d'insertion sur le marché du travail pour les jeunes générations, ce qui a été confirmé par certaines études empiriques. Un tel contexte correspond bien au cadre général de l'hypothèse d'une baisse de fécondité liée à la crise. Encore faut-il avoir la possibilité d'utiliser les moyens efficaces de reporter ces naissances, ce qui ne semble pas être une contrainte de taille à Bamako où plus de 97% des gens connaissent une méthode contraceptive moderne et où les services de santé et de planification familiale sont largement accessibles.

Tableau 6 : Coefficient des modèles semi-paramétriques (Cox) associés aux risques d'une troisième naissance chez les hommes présents à 18 ans à Bamako (modèles avec classes socio-professionnelles)

| Variable | Modalité | Modèle 1 | | Modèle 2 | | Modèle 3 | |
|--|---------------------------|-------------|-------|-------------|--------|-------------|-------|
| | | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z | Coefficient | P > z |
| Génération (45-54 ans) | 35-44 ans | -0,094 | 0,581 | 0,034 | 0,850 | 0,057 | 0,760 |
| | 25-34 ans | -0,717 | 0,009 | 0,181 | 0,516 | -0,123 | 0,671 |
| Lieu (hors Bamako)* | A Bamako | -0,165 | 0,430 | -0,229 | 0,280 | -0,250 | 0,261 |
| Classes socio- professionnelles* (professionnels et cadres) | Petits- grands employeurs | 0,041 | 0,897 | | | -0,168 | 0,613 |
| | Non manuels et qualifiés | -0,057 | 0,811 | | | -0,016 | 0,950 |
| | Indépendants + aides | 0,047 | 0,904 | | | -0,167 | 0,691 |
| | Petits indépendants | -0,302 | 0,298 | | | -0,079 | 0,818 |
| | Artisans | -0,211 | 0,504 | | | -0,271 | 0,488 |
| | Non qualifiés | -0,052 | 0,845 | | | 0,123 | 0,726 |
| | Apprentis qualifiés | | 1,000 | | | | 1,000 |
| | Apprentis non qualifiés | -1,234 | 0,230 | | | -0,515 | 0,625 |
| | En non emploi | -0,470 | 0,311 | | | -0,172 | 0,731 |
| Étudiants | -1,873 | 0,011 | | | -1,012 | 0,172 | |
| Age au premier mariage (25-30 ans)* | Avant 25 ans | | | 0,317 | 0,107 | 0,344 | 0,099 |
| | 30 ans et + | | | -0,465 | 0,056 | -0,447 | 0,074 |
| En union (monogame)* | Hors union | | | -2,966 | 0,000 | -2,875 | 0,000 |
| | Polygame | | | 0,263 | 0,401 | 0,285 | 0,371 |
| Décès enfant(s) précédent(s) (aucun décès) | Décès 1er enfant | | | 0,703 | 0,013 | 0,650 | 0,025 |
| | Décès 2ème enfant | | | 1,540 | 0,000 | 1,564 | 0,000 |
| | Décès des deux enfants | | | 1,577 | 0,001 | 1,508 | 0,002 |
| Éducation (aucune)* | Primaire | | | 0,344 | 0,099 | 0,344 | 0,153 |
| | Secondaire et + | | | 0,405 | 0,053 | 0,397 | 0,165 |
| Ethnie (bambara) | Malinké | | | 0,066 | 0,764 | 0,129 | 0,576 |
| | Peul | | | -0,118 | 0,669 | -0,061 | 0,829 |
| | Soninké | | | 0,128 | 0,639 | 0,191 | 0,506 |
| | Autre | | | -0,186 | 0,401 | -0,177 | 0,442 |
| -2 X log-likelihood = | | 1719,536 | | 1548,470 | | 1531,812 | |
| N à risque = 416 | | | | | | | |
| Événements = 176 | | | | | | | |

Notes : * : indique une variable qui varie dans le temps. Les variables de classes socio-professionnelles sont significatives au seuil de 0,082. Source : Enquête Immus-Bamako, 1992.

L'analyse des toutes dernières tendances en matière de fécondité semble venir confirmer cette hypothèse d'une baisse de la fécondité dans un contexte de crise. En effet, alors que les indicateurs de natalité se maintiennent à des niveaux relativement élevés dans les campagnes maliennes, les Bamakoises voient leur fécondité chuter, ce qui a conduit à un déficit moyen de l'indice conjoncturel d'environ 2 enfants par femme à Bamako par rapport à la moyenne nationale.

L'analyse micro nous permet de constater que les liens entre statut socio-économique — approché ici à travers les cheminements socio-professionnels — et descendance sont nettement moins directs que ce que pourrait laisser croire l'hypothèse de transition de crise. Chez les hommes, l'étude des itinéraires professionnels révèle que ceux-ci n'interviennent nullement sur les probabilités d'agrandissement de la famille. Les différences observées entre les générations dans la rapidité avec laquelle les enfants de rangs 1, 2 et 3 arrivent dans la vie des hommes s'expliquent principalement par un calendrier d'entrée en union différent. Contrairement à ce qui est souvent avancé, nos résultats concernant la mobilité socio-professionnelle des femmes sont nettement plus riches. En effet, il apparaît que la mobilité ascendante des femmes a pour effet d'accélérer l'arrivée d'une première et d'une deuxième naissance par rapport aux femmes qui demeurent au foyer. L'incompatibilité des rôles de mère et de travailleuse semble donc devoir être tout à fait exclue sur la base de ce résultat.

Les résultats préliminaires de notre étude révèlent en fait que se sont les variables démographiques qui semblent moduler l'histoire génésique des femmes et des hommes. Il semble fort probable que l'on fasse maintenant moins d'enfants à Bamako parce que moins d'enfants meurent. On a pu le voir, le décès des enfants de rang précédent accélère considérablement l'arrivée d'un enfant de rang suivant. En fait, il apparaît que l'on a surtout moins d'enfants parce que les jeunes générations de Bamakois et de Bamakoises se marient à un âge nettement plus avancé. On l'a vu, la prise en compte de l'âge au mariage vient éliminer les différences observées entre générations et ce, autant pour les hommes que pour les femmes et pour chacun des rangs de naissance étudiés. Les premières analyses que nous présentons ici méritent toutefois d'être poussées davantage afin de tenter d'identifier si certains régimes démographiques ne seraient pas associés à certains types de cheminements socio-professionnels qui pourraient rendre compte de processus différenciés d'insertion économique.

Par ailleurs, on sait que certains milieux néo-malthusiens voyaient cette crise des économies africaines comme étant la clef qui allait mettre un frein à une croissance démographique jugée nettement trop élevée. Comme le souligne J-M. Éla [8], l'Afrique, après s'être vue imposer l'ajustement structurel, devrait-elle s'attendre à se voir imposer « l'ajustement de la fécondité » ? Le discours de certaines agences internationales semble aller en ce sens. Ce que révèlent nos résultats, pour l'instant, c'est que la baisse de la fécondité est principalement liée à ce que Malthus nommait, il y a aujourd'hui 200 ans, le frein préventif. C'est cette « contrainte morale », pour utiliser les termes de Malthus, qui, par l'allongement du célibat, permet une réduction de la fécondité. Mais ce recul de l'âge au mariage a ses limites et peut difficilement se poursuivre, tout particulièrement dans une société où le statut d'un individu passe par le mariage et la constitution d'une famille. La crise a déjà conduit à un recul substantiel de l'âge au mariage et nos résultats nous permettent de croire qu'elle a peu d'effet direct sur l'histoire génésique des Bamakois et Bamakoises. Les espoirs des milieux néo-malthusiens risquent d'être déçus !

Bibliographie

1. BOCQUIER P., 1996, *L'analyse des enquêtes biographiques*, Documents et Manuels du CEPED, n° 4, CEPED, Paris, 208 p.
2. BOSERUP E., 1985, Economic and demographic interrelations in sub-saharan Africa, *Population and Development Review*, Vol. 11, n° 3, p. 383-397.
3. BOSERUP E., 1991, Causes and Effects of Disequilibria in Food Production, in GENDREAU F. et al., Eds., *Les spectres de Malthus*, EDI/ORSTOM/CEPED, p. 33-40.
4. CALDWELL J., ORUBULOYE L.O. et CALDWELL P., 1992, Fertility Decline in Africa: A New Type of Transition, *Population and Development Review*, Vol. 18, n° 2, p. 211-242.
5. CHAU L., 1992, Politiques économiques et crises durant les 30 années d'indépendance, *Politique africaine*, n° 47, p. 31-42.
6. COX D.R., 1972, Regression Models and Life Tables, *Journal of Royal Statistical Society*, B34, p. 187-220.
7. DAVIS K. et BLAKE J., 1956, Social Structure and Fertility: An Analytical Framework, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 4, n° 3, p. 211-235.
8. ÉLA J.-M., 1994, Développement et diversion démographique, *Le Monde diplomatique*, septembre 1994, p. 8.
9. ERIKSON R. et GOLDTHORPE J., 1992, *The Constant Flux*, Clarendon Press, Oxford, 429 p.
10. LESTHAEGHE R., 1989, Social Organisation, Economic Crises, and Future of Fertility Control in Africa, in LESTHAEGHE R., Ed., *Reproduction and Social Organisation in sub-saharan Africa*, University of California Press, Berkeley, p. 475-505.
11. LOCOH T. et MAKDESSI Y., 1995, Baisse de la fécondité : la fin de l'exception africaine, *La chronique du CEPED*, n° 18, 4 p.
12. MARCOUX R. et PICHÉ V., 1997, Urbanisation et évolution de la nuptialité au Mali : mesures transversales et longitudinales, *Colloque « Couples et conjugalité », Congrès de l'Association canadienne française pour l'avancement de la sciences (ACFAS)*, 14-15 mai 1997.
13. MARCOUX R. et PICHÉ V., 1998, Crise, pauvreté et nuptialité à Bamako (Mali), in GENDREAU F., dir., *Crises, pauvreté et changements démographiques dans les pays du sud*, AUPELF-UREF, ESTEM, Paris, p. 219-235
14. MARCOUX R., 1997, Nuptialité et maintien de la polygamie en milieu urbain au Mali, *Cahiers québécois de démographie*, Vol. 26, n° 2, p. 191-215.
15. MARCOUX R., GUÉYE M. et KONATÉ M.K., 1995, La nuptialité : entrée en union et types de célébration à Bamako, in OUÉDRAOGO D. et PICHÉ V., Eds., *L'insertion urbaine à Bamako (Mali)*, Ed. Karthala, Paris, p. 107-133.
16. PICHÉ V., MARIKO S. et GINGRAS L., 1995, L'emploi et l'insertion sur le marché du travail, in OUÉDRAOGO D. et PICHÉ V., Eds., *L'insertion urbaine à Bamako (Mali)*, Ed. Karthala, Paris, p. 59-79.
17. WEEKS J., 1988, Economic Crisis and Household Survival Strategies in sub-saharan Africa, *Actes du 2ème congrès africain de population. Dakar 1988*, U.I.E.S.P., Liège, Vol. 2, 6.1.21-46.
18. WEEKS J., 1995, Income Distribution and Its Implications for Migration in sub-saharan Africa, in MAFEJE A. et RADWAN S., Eds., *Economic and Demographic Change in Africa*, Clarendon Press, Oxford, p. 63-83.

12. Arbitrage entre qualité et quantité d'enfants et baisse de la fécondité en milieu rural : le cas des femmes de la vallée du Mono

Kokou Vignikin¹

De nombreuses études qui se sont appuyées sur les données récentes des Enquêtes démographiques et de Santé (EDS) font état d'un début de baisse de la fécondité dans les sociétés rurales africaines alors que, dans le même temps, l'utilisation de la contraception moderne dans ces sociétés est restée faible, voire négligeable.

D'une manière générale, pour expliquer la baisse de la fécondité, des approches théoriques existent, les unes mettant l'accent sur les facteurs du ressort des décisions politiques (élargissement de l'offre scolaire ; accroissement des services socio-sanitaires, implantation et/ou amélioration des services de planification familiale, etc.) ; les autres, sur les facteurs du ressort individuel (résistance aux normes socio-culturelles ; autonomie économique accrue, adoption de nouveaux modèles de vie, etc.).

En partant du postulat que dans des sociétés rurales africaines où le début de baisse de la fécondité a été établi, les facteurs du ressort institutionnel ont jusqu'ici peu d'effet, ce chapitre prend le parti de privilégier, dans sa démarche explicative de l'inflexion à la baisse de la fécondité dans ces sociétés, les facteurs du ressort individuel ou familial, lesquels mettent l'accent sur les conditions économique, sociale et culturelle de vie des individus. Ce parti pris méthodologique a été testé sur un échantillon de femmes enquêtées lors d'une étude socio-démographique menée dans le Vallée du Mono, une région rurale qui vit les débuts de la transition de la fécondité.

Il ressort de la démarche que les facteurs traduisant l'accès des femmes au revenu (activité économique), l'affaiblissement de leur adhésion aux normes culturelles (instruction), leur exposition aux idées nouvelles (migration), leur aspiration pour une descendance de qualité (instruction des enfants), etc., influent, de façon significative, sur le désir des femmes d'avoir une descendance réduite.

1. Unité de recherche démographique, Lomé.

A en juger par les récentes études qui traitent de la transition démographique dans les sociétés africaines, le déclin de la fécondité, amorcé depuis quelques années déjà en milieu urbain, commencerait à être perceptible dans certains milieux ruraux [14, 20 et 22]. Pour ces études, basées pour la plupart sur des données des enquêtes démographiques et de santé (EDS), la baisse de la fécondité observée en milieu rural résulterait non seulement d'une intensification des investissements sociaux réalisés dans ce milieu dans les domaines de la santé et de l'éducation, investissements auxquels on a pris soin d'intégrer la planification familiale, mais aussi et surtout, de mutations dans les comportements matrimoniaux et reproductifs qui s'opèrent dans ce milieu. Ces mutations sont attribuées par certains à la crise économique persistante ; d'autres les attribuent aux transformations en cours dans l'espace social et culturel et à l'émergence d'une nouvelle rationalité de ménage, laquelle semble ne plus s'inscrire dans la conformité aux règles socio-culturelles de vie matrimoniale et reproductive qui prévalaient naguère [21]. C'est dire que pour interpréter la baisse de la fécondité en milieu rural africain, il convient désormais de distinguer deux ensembles de facteurs : ceux du ressort des décisions politiques (élargissement de l'offre scolaire, offre accrue et mieux adaptée des services socio-sanitaires, extension et amélioration des services de planification familiale, etc.) et ceux du ressort des décisions individuelles ou familiales (intégration plus systématique des filles à l'école, résistance aux normes socio-culturelles, autonomie économique accrue des ménages vis-à-vis des lignages, accès de plus en plus large des femmes au revenu et élévation de leur statut social, etc.).

Il n'existe pour le moment aucun modèle théorique susceptible de servir de cadre de référence à une étude de la baisse de la fécondité en milieu rural africain. De ce fait, et comme l'a précisé P. Vimard [22 : 6-9], on est souvent réduit à utiliser comme facteurs explicatifs des paramètres relevant des dimensions démographique (baisse de la mortalité, urbanisation, alphabétisation, etc.), culturelle (transformation du contexte culturel, influence de la religion, impact de la communication, etc.) et économique (élévation des revenus moyens, meilleure redistribution des richesses, etc.). De l'interaction de ces trois catégories de facteurs résulterait la baisse de la fécondité. Deux questions surgissent dès lors : premièrement, quels sont, parmi ces paramètres, les véritables facteurs d'affaiblissement de la rationalité de forte fécondité qui prévalait naguère en milieu rural ? Deuxièmement, en admettant que dans ce milieu, les facteurs d'ordre culturel soient plus déterminants que les autres, quelles variables rendent plus particulièrement compte des changements d'idéaux en matière de reproduction ?

En s'appuyant sur des données issues d'une enquête menée auprès d'un échantillon de 597 femmes de la Vallée du Mono (région rurale à cheval entre le Sud-Togo et le Sud-Bénin), ce chapitre tente de montrer que bien plus que la baisse de la demande d'enfants induite par les mutations du mode de production agricole, c'est surtout le changement des idéaux de fécondité qui explique la transition de la fécondité en milieu rural. Ainsi, l'arbitrage entre la qualité et la quantité d'enfants, loin d'être l'apanage des populations urbaines instruites, constitue une des clés qui permettent de comprendre l'amorce d'une baisse de la fécondité en milieu rural africain.

Dans un premier temps, nous analyserons quelques approches explicatives de la baisse de la fécondité applicables au contexte africain, notamment celles proposées par G. Becker [1, 2 et 3], R. Easterlin [7 et 8] et J. Cadwell. Dans un deuxième temps, nous décrivons l'étude FASMIR (Femme, Activité et Statut en Milieu Rural) et nous présenterons les résultats issus de l'analyse du lien entre les variables de ressorts démographique, économique et culturel et l'aspiration des femmes à avoir une fécondité réduite.

Quelques approches explicatives de la fécondité

Les modèles démographiques de transition de la fécondité

Nous ne nous appesantirons pas trop sur les modèles démographiques de transition de la fécondité. A ce sujet, il faut simplement souligner que pour expliquer l'amorce de la transition de la fécondité, ces modèles invoquent entre autres facteurs, la baisse de la mortalité, le recul de l'âge au mariage, la généralisation de la pratique contraceptive, l'accélération de l'urbanisation, le recul de l'analphabétisme, l'accroissement des densités rurales, l'augmentation des rendements agricoles, etc [12 et 17]. Ces facteurs s'inscrivent, pour la plupart d'entre eux, dans le processus de modernisation socio-économique.

Les modèles de type micro-économique

Dans leur formulation, les théories micro-économiques de la fécondité appliquent les principes de l'économie néo-classique marginaliste à la démographie familiale. Le ménage étant considéré comme une unité économique autonome dotée d'objectifs, de contraintes et de stratégies, ses comportements en matière de fécondité sont par hypothèse tenus pour endogènes et découlent de choix rationnels opérés par le couple [11]. La question fondamentale qui se dégage de cette conception de la fécondité est la suivante : parmi les biens de consommation concurrents qui s'offrent aux ménages (l'enfant fait partie de ces biens de consommation) et compte tenu de leurs goûts et du prix des biens, comment vont-ils allouer leurs ressources pour obtenir le maximum de satisfaction ? Deux courants théoriques dominent cette intelligibilité de la fécondité des ménages : celui de l'école de Chicago dont G. Becker est le chef de file ; et celui de l'école de Pennsylvanie avec R. Easterlin.

La théorie de G. Becker

La théorie de l'économie domestique (*New Homme Economics*) développée par G. Becker s'appuie sur les trois hypothèses suivantes :

- a) Les ménages choisissent d'allouer leurs ressources dans le seul but de maximiser leur satisfaction et celle-ci dépend de la consommation de biens et de services offerts ou non sur le marché, y compris la quantité et la qualité d'enfants.
- b) La fécondité est entendue ici comme « une production d'enfants » et constitue une production comparable à n'importe quelle production de biens et services ; mais contrairement aux biens et aux services « classiques », elle échappe en partie au marché puisqu'elle est réalisée à l'intérieur des ménages.
- c) Le principal facteur de production d'un ménage est le temps dont disposent ses membres, principalement la mère.

Ces hypothèses étant établies, les choix opérés par les ménages sont soumis à une contrainte de budget, celui-ci pouvant s'exprimer en termes de revenu et/ou de temps. Dans les limites qu'impose cette contrainte, tout ménage aspire stratégiquement à maximiser son bien-être qui est, rappelons-le, fonction de sa consommation de biens et de services, du nombre et de la qualité de ses enfants². A ce sujet, Guilmoto [10: 6] souligne que « si les revenus augmentent, les parents devraient être

en mesure d'avoir plus d'enfants. En fait, les revenus dépendent de la productivité des membres de la famille. En sorte que le coût d'opportunité du temps des parents qu'on assimile souvent au salaire réel ou potentiel des parents, augmente aussi et fait monter le coût des enfants. C'est notamment le cas pour les femmes qui sont éduquées. L'excédent de revenu se portera donc sur des postes de dépenses qui n'augmentent pas proportionnellement (...). En cas d'accroissement des ressources du ménages, l'investissement se fera par conséquent plus en termes de qualité de la progéniture, alors que le nombre total d'enfant tendre à fléchir ».

Dans la logique de G. Becker donc, plusieurs facteurs sont censés favoriser la baisse de la fécondité. Les plus significatifs de ces facteurs sont la hausse du coût du temps, la baisse du prix de la qualité des enfants et la hausse du coût de la quantité. Ainsi, les changements de régimes reproductifs à l'intérieur des ménages devraient s'appréhender comme une réaction de ces ménages aux facteurs exogènes qui modifient la valeur et le coût des enfants.

La théorie de R. Easterlin

Plusieurs auteurs considèrent la théorie élaborée par R. Easterlin comme un prolongement ou mieux, un aménagement de la théorie de G. Becker [6]. C. Guilmoto [10: 7] en résume comme suit le fondement théorique :

« Le modèle d'Easterlin combine les fonctions de demande d'enfants à celle de l'offre qui cadrent plus avec les mécanismes proprement démographiques (...). Dans un régime démographique traditionnel, l'offre d'enfants est souvent inférieure à la demande en raison des effets de la mortalité. Dans un tel contexte, la fécondité peut sembler échapper à l'horizon rationnel des ménages qui déclarent alors s'en remettre au destin ; mais ces attitudes définissent en général une demande d'enfants maximale, non satisfaite, à partir de laquelle se formera un système normatif vigoureusement nataliste. Cette fonction de l'offre permet notamment de rendre compte de la hausse initiale de la fécondité qui précède le début de la baisse (changement de comportement en matière d'allaitement, de tabou post-partum, effet de nutrition, etc.) : l'offre est en hausse et atteint même un point où elle dépasse la demande auparavant non satisfaite. Cette première phase de la transition de la fécondité, souvent observée dans les pays en développement porte donc en elle les germes d'une baisse de la demande d'enfants, dès lors que les effets de la surproduction d'enfants se seront fait sentir ».

La contribution majeure de la thèse de R. Easterlin par rapport à celle de G. Becker a été d'introduire dans l'analyse l'effet de la planification familiale. Les comportements de limitation volontaire de la descendance résulteraient ainsi non seulement du décalage entre l'offre et la demande d'enfants, mais aussi du coût de la contraception. L'autre apport de cette thèse est d'admettre que le système des préférences est variable dans le temps, contrairement à la vision de G. Becker qui considère que dans un contexte culturel donné, le système des goûts et préférence en matière de reproduction est stable [19]. En d'autres termes, la fécondité des ménages réagit non seulement aux changements de l'économie domestique, mais aussi à « des changements dans les systèmes de valeurs qui réordonnent les priorités familiales en fonction d'idées nouvelles » [10: 8].

2. Cette qualité est en général proportionnelle aux investissements consentis (entretien, santé, éducation) consacrés à l'enfant.

Quelle appréciation d'ensemble peut-on dégager des approches de type micro-économique ? D'abord, elles diffèrent assez faiblement. L'une et l'autre des deux thèses considèrent que la fécondité, qu'elle soit forte ou faible, est le résultat d'une évaluation rationnelle des parents. Cette évaluation se fonde sur le coût des enfants³ et sur le coût de la régulation de la fécondité. En d'autres termes, la fécondité des ménages réagit à des paramètres exogènes comme le revenu des parents, les prix relatifs, le coût d'éducation des enfants, le coût des soins prodigués aux enfants, l'offre de planification familiale, etc.

Ensuite, les théories micro-économiques de la fécondité se fondent sur des concepts et des hypothèses dont l'universalité et/ou le réalisme peuvent être sujets à caution. En effet, dans un contexte familial comparable à ceux que l'on observe dans les sociétés africaines, est-il raisonnable d'assimiler le ménage à une unité dont le chef représenterait à lui seul l'intérêt de l'ensemble des membres ? L'hypothèse d'absence de conflit à l'intérieur des couples peut-elle résister au fonctionnement des ménages dans les sociétés caractérisées par une intense polygamie et une faible cohésion conjugale ? La notion de rationalité de ménage, laquelle sous-entend que le père et la mère parviennent toujours à un consensus dans les décisions est-elle, pour tout dire, réaliste ?

Nonobstant ces commentaires, la richesse théorique des modèles de type micro-économique reste indéniable. Ils contribuent, de façon significative, à accroître notre compréhension de l'évolution des comportements de reproduction, en particulier dans le contexte de crise économique persistante, de désengagement de l'État des dépenses sociales et de prise en charge intégrale des frais de santé et d'éducation des enfants par les ménages.

Les modèles de type sociologique

L'interprétation des comportements reproductifs telle qu'elle est formulée par les sociologues et anthropologues confère, elle aussi, une certaine rationalité aux comportements de fécondité. Mais contrairement aux courants « micro-économistes », les facteurs économiques sont jugés moins déterminants dans la baisse de la fécondité que les facteurs de ressort culturel. De nombreux travaux ont nourri ce courant de pensée, qui peuvent être regroupés en trois théories dominantes : celle du mode de production et sa relation avec la demande d'enfants, celle des coûts et bénéfices économiques des enfants et celle du flux net de ressources entre générations. La première, développée par des auteurs d'inspiration marxiste tels que P. Rey [18], C. Meillassoux [16], ou J. Gregory et V. Piché [9], relève d'une vision principalement macro-sociale. L'argumentation de ces auteurs dépasse en effet le strict niveau des géniteurs. Selon eux, c'est le mode de production, qui, compte tenu des situations historiques (traite des esclaves, migrations forcées) ou actuelles (ponction massive de main-d'œuvre des campagnes au profit des centres urbains), génère une forte demande d'enfants. Les deux autres théories sont, pour leur part, peu différentes si ce n'est que celle du flux net de ressources entre générations ne tient pas compte de la variabilité des coûts et bénéfices selon le rang des enfants. Cette dernière, proposée par J. Caldwell [5], constitue une référence en dépit de son ancienneté.

3. Le coût d'un enfant est entendu ici comme la résultante du coût d'opportunité pour les parents et des bénéfices que l'enfant leur procurera dans le futur.

Elle distingue schématiquement deux types de sociétés traditionnelles. Dans le premier type, les enfants procurent aux parents, au cours de leur vie, plus de ressources qu'ils n'en reçoivent d'eux. Les parents ont alors un avantage net à maintenir leur rythme de reproduction et les descendance restent élevées. Dans le second type de société, les flux nets de ressources changent de sens et profitent plutôt aux enfants. Dans ce contexte, les parents ont un intérêt évident à réduire leur fécondité. En termes clairs, quand le flux cumulatif de ressources change de sens, les ménages voient disparaître leur incitation à avoir beaucoup d'enfants. De ce fait, la fécondité ne baissera significativement dans les sociétés traditionnelles que lorsque les coûts économiques, sociaux et psychologiques des enfants augmenteront par rapport aux avantages qu'ils procurent à leurs parents. C'est ce qui a fait dire à J. Caldwell que seule une inversion du flux cumulatif de richesses peut déclencher la transition de la fécondité en milieu rural. D'après lui, cette inversion serait favorisée par une intensification de l'éducation de masse, le déplacement des opportunités d'emploi de la production domestique vers le travail salarié et une diffusion plus large de l'influence culturelle occidentale. Ces facteurs auront pour effet d'égaliser la consommation à l'intérieur des ménages et d'affaiblir les obligations morales des individus vis-à-vis de leur parenté élargie.

Si ce cadre d'interprétation de la fécondité reste d'actualité, force est de reconnaître que même dans un contexte de techniques agricoles peu évoluées, la taille de plus en plus réduite des exploitations ne justifie plus le maintien des descendance à un niveau élevé. De plus, l'augmentation des charges d'écolage des enfants, la rareté des opportunités de travail salarié et la crise économique qui se répercute sur l'activité de la production devraient hâter le processus d'inversion des flux de richesses et favoriser un déclin de la fécondité. Mais tel ne semble pas être le cas dans nombre de sociétés rurales. En dépit d'un manque d'études systématiques sur l'impact de la crise économique actuelle sur la fécondité dans les milieux ruraux, les monographies disponibles permettent néanmoins d'avancer que, loin de favoriser un déclin de la fécondité, comme l'ont prédit certains experts⁴ [4], la crise a plutôt pour effet de consolider les liens de solidarité familiale et de renforcer les réseaux d'entraide traditionnels [13 et 15].

*

* *

En résumé, si les cadres d'analyse de type micro-économique permettent de voir dans l'émergence de la baisse de la fécondité en milieu rural la manifestation d'une rationalité du ménage induite par le coût des enfants, le prix du temps de la femme, le goût pour une descendance de qualité, l'optique des cadres d'analyse de type sociologique suggère au contraire d'appréhender cette baisse de la fécondité à travers une influence prépondérante de la culture occidentale « moderne » qui tendrait à affaiblir l'adhésion aux normes traditionnelles de fécondité. En formulant le postulat que ni l'une, ni l'autre des deux visions prise isolément ne fournit une totalisation théorique suffisante qui rende compte de la baisse de la fécondité en milieu rural, il convient alors de les réconcilier afin de mieux documenter les changements qui surviennent dans les aspirations de reproduction dans ce milieu.

4. Il convient ici de ne pas confondre le déclin de la fécondité dû à la crise économique avec celui qui résulterait du développement socio-économique.

En s'inscrivant dans cette logique de fusion des optiques économiste et socio-culturelle, l'analyse présentée ici vise principalement à mettre en lumière l'effet des variables de ressorts économique et culturel sur l'aspiration à avoir peu d'enfants. Pour ce faire, nous nous proposons d'identifier les déterminants du désir des femmes de la Vallée du Mono (un milieu rural) d'avoir une descendance restreinte (variable à expliquer) à partir des caractéristiques telles que le niveau d'instruction, l'autonomie économique de la femme, la nature de l'union en cours, l'intention de scolariser la totalité des enfants vivants⁵, l'ouverture d'esprit, etc. (variables explicatives). La question est la suivante : quel effet les variables explicatives précitées exercent-elles sur la probabilité des femmes de désirer un nombre restreint d'enfants ? Notre démarche repose sur le postulat que les variables explicatives de ressort démographique, économique et culturel contribuent toutes à augmenter cette probabilité, mais que le goût pour une descendance de qualité (c'est-à-dire des enfants instruits et formés) augmente plus particulièrement ces chances.

La préférence pour une descendance de qualité : l'étude FASMIR

Les données et la démarche méthodologique

Les données utilisées pour tester notre hypothèse de travail proviennent de l'étude FASMIR menée dans une région culturellement et économiquement homogène du versant béninois de la Vallée du Mono, et qui a porté sur un échantillon de 597 femmes mariées⁶. Les 117 variables recueillies auprès de chacune de ces femmes ont été regroupées en 5 sections à objectifs spécifiques : caractéristiques socio-démographiques, nuptialité, fécondité, activités économiques et connaissances, perceptions et opinions. Pour les besoins de notre analyse, une partie seulement des données de l'enquête a été exploitée. Le but visé étant d'appréhender l'influence des paramètres d'ordre démographique, économique et culturel sur l'aspiration à avoir une descendance restreinte, nous avons utilisé comme variable à expliquer, le désir de la femme d'avoir une descendance restreinte (c'est-à-dire un nombre d'enfants inférieur ou égal à 4). Comme variables explicatives nous avons retenu l'instruction de la femme (qui symbolise l'ouverture d'esprit de la femme, c'est-à-dire sa disposition à se conformer ou à ne pas se conformer à certaines normes culturelles), l'intention de la femme de scolariser la totalité de ses enfants (qui symbolise le changement des idéaux de fécondité, c'est-à-dire la préférence pour une descendance de qualité), la profession de la femme (qui mesure la capacité financière de la femme à réaliser son aspiration de descendance réduite), l'expérience migratoire de la femme (qui rend compte de l'exposition ou non de la femme à la culture urbaine ; elle traduit ainsi l'aspiration pour un style de vie « moderne ») et le type de l'union en cours.

Le tableau 1 présente les variables de l'analyse, leurs modalités⁷ et l'effet postulé des variables explicatives sur la variable à expliquer.

5. C'est par cette variable que nous avons approché le désir de la femme d'avoir une descendance de qualité.

6. Cette taille d'échantillon peut sembler faible pour les puristes de l'inférence. Elle se justifie non seulement par l'homogénéité socio-économique qui caractérise l'ensemble de la Vallée, mais aussi par l'imprécision qui entache habituellement les données collectées en milieu rural. Le parti a donc été pris de minorer l'erreur d'observation en apportant un meilleur soin à la collecte plutôt que de diminuer l'erreur aléatoire en augmentant la taille de l'échantillon.

7. Quoiqu'on puisse les utiliser dans leur format polytomique initial, nous avons délibérément choisi de rendre dichotomiques toutes les variables explicatives afin de mieux discerner leur effet sur la variable à expliquer. Ce choix est justifié à la section traitant du modèle d'analyse.

Tableau 1 : Aperçu des variables de l'analyse

| Variables | | Modalités | Effet |
|------------------------|--|--|-------|
| Variable à expliquer | Désir de la femme d'avoir une descendance restreinte | Ne désire pas = 0 Désire = 1 | |
| Variables explicatives | Instruction de la femme | Non instruite = 0 Instruite = 1 | + |
| | Intention de la femme de scolariser la totalité de ses enfants | N'a pas l'intention = 0 A l'intention = 1 | + |
| | Profession de la femme | Agricultrice = 0 Non agricultrice = 1 | + |
| | Expérience migratoire de la femme | Aucune migration = 0 Au moins une migration = 1 | + |
| | Type de l'union en cours | Union polygamique = 0 Union monogamique = 1 | + |

Pour faire ressortir l'influence des variables explicatives sur la variable à expliquer et ainsi tester les effets escomptés, nous avons opté pour une analyse de régression. La variable dépendante étant dichotomique, notre dévolu s'est naturellement jeté sur le modèle logistique. Analytiquement, ce modèle s'écrit :

$$p(Y) = \frac{1}{1 + e^{-(\mu_0 + \mu_1 X_1 + \mu_2 X_2 + \dots + \mu_n X_n)}}$$

où :

- . $p(Y)$ désigne la probabilité pour une femme de désirer une faible descendance ;
- . μ_0 désigne la constante du modèle ;
- . μ_i désigne le coefficient du modèle pour la variable indépendante i ;
- . X_i désigne la variable indépendante i .

Par transformation linéaire de la formule 1, l'on obtient la formule 2 qui suit :

$$\text{Log} [p(Y)/(1-p(Y))] = \mu_0 + \mu_1 X_1 + \mu_2 X_2 + \dots + \mu_n X_n.$$

Cette nouvelle présentation suppose que les variables explicatives ne sont pas liées entre elles et que la variable à expliquer s'exprime en fonction des autres selon un modèle additif. Si elle a l'avantage de rendre compte de l'effet des variables explicatives sur le logarithme du risque relatif⁸ de la variable à expliquer, elle présente l'inconvénient de ne pas autoriser une lecture directe de l'intensité de l'effet des variables indépendantes à partir des coefficients μ_i . De ce fait, on est réduit à ne prendre en compte que le signe de ces coefficients, ce signe indiquant alors, pour ce qui nous concerne plus spécifiquement, le sens de l'effet exercé par la variable indépendante concernée sur la probabilité de désirer un nombre réduit d'enfants. Les variables de coefficients de régression positifs ont ainsi pour effet d'augmenter cette probabilité alors que les variables de coefficients de régression négatifs ont pour effet de la diminuer.

8. La préoccupation de recherche à la base du calcul du risque relatif est la suivante : à partir d'une variable explicative dichotomique (une modalité de la variable permet de caractériser le groupe étudié et l'autre, le groupe témoin), on cherche à voir en quoi les deux groupes diffèrent vis-à-vis de la variable à expliquer, elle aussi dichotomique. Le risque relatif est une statistique qui indique le nombre de fois que le groupe considéré est susceptible de développer le comportement étudié par rapport au groupe témoin.

Par ailleurs, le fait de rendre dichotomiques les variables explicatives (Tab. 1) facilite l'examen de l'effet de la modalité non omise sur la probabilité de désirer une descendance restreinte. Rappelons à ce sujet que pour estimer les effets des variables explicatives polytomiques sur la variable à expliquer, il faut omettre dans le modèle une modalité pour chacune de ces variables. Les résultats obtenus sont alors interprétés par rapport à une population de référence qui aurait comme caractéristique l'ensemble des modalités omises des variables indépendantes prises en compte dans l'analyse.

Les résultats de l'analyse

Dans le tableau 2 sont consignés les principaux résultats de l'analyse de régression. Le groupe de référence (groupe témoin) est composé de femmes agricultrices analphabètes qui n'ont pas résidé ailleurs que dans leur village natal ou en milieu rural, qui vivent en union polygamique et qui n'ont nullement l'intention de mettre la totalité de leurs enfants à l'école.

Tableau 2 : Résultats de l'analyse de régression logistique

| Variables | Modalités | Coefficients μ_i | Statistique de Wald | Probabilité (%) | R.R. (%) |
|-------------------------------|--------------|-------------------------|------------------------|--------------------|-------------|
| Instruction | Instruite | 0,8768 | 3,6629* | 13,9 | 220,9 |
| Idéal de qualité d'enfants | Oui | 0,8570 | 10,2282*** | 13,7 | 217,1 |
| Type d'activité | Non agricole | 0,8045 | 6,8598*** | 13,0 | 207,5 |
| Expérience migratoire | Oui | 0,7300 | 9,0140*** | 12,2 | 194,4 |
| Type d'union en cours | Monogamique | -0,0172 | 0,0050 | 12,2 | 98,4 |
| Constante | | -2,7039 | | 6,2 | 100,0 |
| 2 Log likelihood | | 459,007 | 47,7819*** | | |
| Goodness of fit | | 422,874 | | | |
| Khi-deux | | 34,082*** | | | |
| Degré de liberté | | 5 | | | |
| Nombre de cas | | 420 (a) | | | |

Notes : R.R. : Risque Relatif. * Significatif à 10% ; ** : significatif à 5% ; *** : Significatif à 1%. La colonne de probabilité a été obtenue en appliquant les μ_i estimés à la formule 1. La colonne risque relatif a été obtenue en appliquant les probabilités calculées précédemment à la formule 2. (a) : les 420 cas résultent d'un filtre qui élimine les caractéristiques dont les variables ne présentent pas une robustesse statistique suffisante.

Il ressort globalement du tableau 2 que la probabilité d'aspirer à avoir un nombre réduit d'enfants est particulièrement sensible aux variables explicatives prises en compte dans l'analyse exception faite du type d'union en cours. Par ailleurs, compte tenu du signe positif de leurs coefficients, on en déduit que ces variables contribuent, dans leur quasi-totalité, à accroître la probabilité de désirer un nombre restreint d'enfants. Ainsi, le fait de savoir lire et écrire, d'avoir une activité rémunéra-

trice, d'avoir vécu quelques années en ville ou d'avoir comme idéal de fécondité une descendance de qualité, a pour effet d'augmenter significativement les chances d'une femme de désirer un nombre réduit d'enfants. A en juger par son haut niveau de significativité, l'adhésion à l'idéal de qualité des enfants accroît plus particulièrement ces chances. Dans une certaine mesure, ce résultat corrobore notre hypothèse de travail dans la mesure où, en prenant pour référence un individu du groupe-témoin, le fait pour une femme de s'inscrire dans cet idéal, double ses chances de désirer une descendance réduite (dans la colonne risque relatif du tableau 2, on lit en effet 217,1% pour cette variable). En appariant les probabilités de désirer une descendance réduite et les seuils de significativité des variables explicatives retenues, on en déduit que la variable « idéal de qualité d'enfants » est décisive. Son importance découle du fait que les femmes se rendent bien compte que dans le contexte socio-économique qui est le leur⁹, qualité de la descendance rime avec coûts élevés de soins aux enfants, frais de scolarisation et/ou d'apprentissage des enfants importants, durée de soutien économique aux enfants (notamment entre la fin de leurs études et l'obtention de leur premier emploi) plus longue, rareté des opportunités de prise en charge des enfants par des tiers, etc. Pour toutes ces raisons, une fécondité responsable (c'est-à-dire réduite) s'impose. Cette prise de conscience transparaît à l'examen de la variable « activité ». Cette variable a un effet positif très significatif sur la probabilité de désirer une descendance réduite. En fait, les femmes qui disposent d'une activité génératrice de revenus ont deux fois plus de chances d'aspirer à réaliser une descendance réduite que celles des catégories de référence.

L'expérience migratoire ou le fait d'avoir vécu quelques années en milieu urbain (entendu ici comme un environnement de diffusion de nouvelles idées), est un autre facteur favorisant significativement l'aspiration pour une fécondité réduite. Ce résultat se conçoit d'autant plus que, par comparaison avec les femmes non migrantes, celles qui ont expérimenté un séjour plus ou moins long dans une grande ville se perçoivent comme étant de statut social plus élevé. Il n'est donc pas étonnant qu'elles aient 94% plus de chances de désirer une descendance restreinte.

En ce qui concerne l'effet postulé de la variable « type d'union » sur l'aspiration à avoir une fécondité réduite, le moins qu'on puisse en dire est que les résultats obtenus ne corroborent pas vraiment l'hypothèse établie. Non seulement l'effet estimé pour cette variable est négatif, mais il est de surcroît non significatif. Pourtant, loin de constituer une variable inintéressante, le type d'union se révèle pertinent dans la mesure où il permet de voir que c'est à l'intérieur des foyers polygamiques que les femmes ont le plus de chances de réaliser leur aspiration de fécondité réduite. Ce résultat laisse entrevoir deux choses : d'une part, l'existence d'un clivage entre les idéaux de fécondité des femmes et ceux des hommes ; d'autre part, le maintien, dans un contexte de non-accès à la planification familiale, du système polygamique, lequel permet aux femmes de réaliser leurs idéaux de descendance réduite sans porter préjudice aux aspirations de leurs conjoints.

*

* *

9. Un contexte caractérisé par la rareté grandissante du capital foncier, un relâchement des solidarités familiales, le désengagement progressif de l'État de certains services sociaux (éducation, santé, etc.), etc.

Cette analyse de l'étude FASMIR a un mérite : elle témoigne de la nécessité de concilier les approches démographique, économique et sociologique de la fécondité dans une tentative d'explication de la transition de la fécondité en milieu rural africain. Dans ce milieu marqué par un analphabétisme de masse, un recours quasi inexistant à la planification familiale, des normes culturelles prônant encore une forte fécondité, une pauvreté généralisée, des conditions sanitaires qui contraignent encore les parents à opérer des calculs probabilistes de survie de leurs enfants, etc., la baisse de la fécondité s'inscrit dans un processus de changement des idéaux de fécondité, processus à travers lequel l'idéal de descendance de qualité se substitue peu à peu à celui des descendance nombreuse. Pour rendre compte de la transformation, à un niveau individuel, de ce cadre social de la procréation, plusieurs types de variables se révèlent pertinentes : celles qui traduisent l'affaiblissement de l'adhésion aux normes culturelles (instruction), celles qui dénotent l'exposition aux idées nouvelles (migration), celles qui expriment l'autonomie économique (activité rémunératrice) et celles qui tiennent à l'aspiration pour une fécondité de qualité (scolarisation des enfants).

Enfin, une interrogation prometteuse que soulève ce chapitre et à laquelle nous n'apportons pas de réponse précise parce que l'enquête FASMIR n'aborde pas les préoccupations liées aux facteurs institutionnels (offre scolaire, programmes et systèmes de promotions de la santé, services de planification familiale, etc.), réside dans l'influence que pourraient justement exercer ces facteurs sur l'aspiration à avoir une descendance réduite en milieu rural. En introduisant ces facteurs dans la modélisation, l'effet des variables qui se sont révélées ici significatives augmenterait-il ou diminuerait-il ?

Bibliographie

1. BECKER G., 1976, *The Economic Approach to Human Behaviour*, The University of Chicago Press, Chicago, 314 p.
2. BECKER G., 1991, *A Treatise on the Family*, Harvard University Press, Cambridge (Mass.), 288 p.
3. BECKER G. et LEWIS G., 1973, On the interaction between the quantity and quality of children, *Journal of Political Economy*, Vol. 81, n° 2, p. 279-288.
4. BOSERUP E., 1985, Economic and demographic interrelationships in sub-saharan Africa, *Population and Development Review*, Vol. 11, n° 3, p. 383-397.
5. CALDWELL J., 1982, *Theory of fertility decline*, Academic Press, San Diego, 386 p.
6. EASTERLIN R. et CRIMMINS E., 1985, *The Fertily Revolution. A Supply-Demand Analysis*, University of Chicago Press, Chicago.
7. EASTERLIN R., 1976, The Conflit Between Aspirations and Resources, *Population and Development Review*, Vol. 2, n° 3-4, p. 417-425.
8. EASTERLIN R., 1980, *Birth and Fortune*, Basic Books, New-York, 205 p.
9. GREGORY J., PICHÉ V., 1980, *Le régime démographique en capitalisme périphérique*, Université de Montréal, Montréal, 60 p. (multigr.).
10. GUILMOTO C., 1996, *Micro-économie de la fécondité : quelques réflexions à partir du cas indien*, ETS ORSTOM, Documents de Recherche n° 2, Paris, 22 p.
11. KYRIAZIS S., 1987, approches économiques de la fécondité : une analyse comparative des théories du New Home Economics et d'Easterlin, *Cahiers Québécois de Démographie*, Vol. 16, n° 2, p. 167-185.
12. LIVENAIS P., 1986, Les théories de la population : une continuité certaine dans le changement, in ORSTOM, Ed., *Les changements ou les transitions démographiques dans le monde contemporain en développement*, Collection Colloques et Séminaires, Paris, p. 67-79.
13. LOCOH T., 1988, Évolution de la famille en Afrique, in VAN DE WALLE et als, Eds., *L'état de la démographique africaine*, UIESP, Liège, p. 45-66.
14. LOCOH T. et MAKDESSI Y., 1996, Politique de population et baisse de la fécondité en Afrique sib-saharienne, *Les Dossiers du CEPED*, n° 44, CEPED, Paris, 47 p.
15. LUTUTALA M., 1987, *Dynamique des migrations au Zaïre : le réseau de Kinshasa*, Collection de Thèses et Mémoires, n° 17, Département de Démographie, Université de Montréal, Montréal, 428 p.
16. MEILLASSOUX C., 1975, *Femmes, greniers et capitaux*, Maspéro, Paris, 254 p.
17. PICHÉ V. et POIRIER J., 1995, Les approches institutionnelles de la fécondité, in GERARD H. et PICHÉ V., Eds., *la sociologie des populations*, Presses de l'Université de Montréal, AUPELF/UREF, Montréal, p. 117-137.
18. REY P., 1973, *Les alliances de classe*, Maspéro, Paris, 221 p.
19. STIGLER G. et BECKER G., De Gustibus non est Disputandum, *American Economic Review*, n° 67, p. 76-90.
20. VAN DE WALLE E. et PORTER A., 1990, Fertility Decline in Africa : Assessment and Prospects, *World Bank Technical Papers*, n° 125, Africa Technical Department Series, 63 p.
21. VIGNIKIN K., 1992, *Dynamique des systèmes de production agricole et ajustement socio-démographique des ménages : le cas des agriculteurs EWE du sud-Togo*, Collection de Thèses et Mémoires, n° 29, Université de Montréal, Montréal, 345 p.
22. VIMARD P., 1997, *Transitions démographiques et familiales : des thoeries de la modernisation aux modèles de crise*, ETS, ORSTOM, Documents de Recherche n° 3, Paris, 31 p.