

Structure familiale, conditions de vie des ménages et fécondité en Côte d'Ivoire

Édouard TALNAN et Patrice VIMARD

Si la formulation initiale de la théorie de l'évolution de la famille, conçue dans le cadre de la théorie de la modernisation, par Talcott Parsons (1937, 1955), qui affirmait que le passage d'une famille étendue avec beaucoup d'enfants à une famille nucléaire à peu d'enfants, comprenait bien deux composantes, l'une relative à la structure de la famille de résidence et l'autre à la fécondité, les travaux théoriques qui suivirent marquèrent rapidement le développement de deux champs de discussion distincts, l'un relatif à la transition de la famille et l'autre à la transition de la fécondité. Champs de discussion qui prirent rapidement leur autonomie, en rendant exogène l'une à l'autre les notions de modèle de famille et de modèle de fécondité (voir Vimard, 1997). Et ce, même si quelques rares études questionnèrent la cohérence des transformations simultanées des modes de coresidence et des régimes de reproduction. Ainsi, il a été montré pour Taiwan la coexistence du maintien d'unités familiales étendues de coresidence avec une baisse importante de la descendance, exprimant tous deux l'adaptation d'un régime familial à une société industrialisée dans une conception chinoise (Freedman *et al.*, 1982).

Malgré, ou peut-être à cause de, cette distinction au plan théorique qui peut être regrettée, les relations entre la nature des types de famille et les niveaux de la fécondité, considérés comme des données exogènes, ont été un objet fréquent d'attention, afin notamment de voir quel type de famille pouvait être associé à la forte, ou à la faible, fécondité. Dans ce cadre, si l'hypothèse d'une relation entre les structures familiales étendues et la forte fécondité fut énoncée il y a longtemps par plusieurs chercheurs, les études empiriques n'ont pu montrer de lien entre la forte fécondité et les familles étendues (voir Ryder, 1976).

Par contre, si plusieurs recherches n'ont pu également mettre en évidence de relation entre les familles nucléaires et la forte fécondité (Nag, 1965), d'autres travaux ont montré l'existence dans plusieurs pays, à partir des données des enquêtes du programme EMF/WFS, d'un niveau plus élevé de fécondité dans les ménages nucléaires (Rodriguez, 1981 ; Caldwell *et al.*, 1982).

Dans ce chapitre, nous examinerons les liens entre la nature des formes familiales de coresidence et le niveau de la fécondité en Côte d'Ivoire, à partir d'une analyse transversale des données de l'enquête démographique et de santé de 1994. Dans un contexte où la transition de la fécondité et la croissance des ménages monoparentaux sont concomitantes de crises économiques et sociales successives, notre propos vise à élargir l'angle d'analyse de la fécondité en considérant l'évolution du modèle de reproduction, non plus sous le seul angle individuel selon lequel elle est le plus souvent abordée, mais selon un angle relatif à la famille et au ménage. Pour cela, l'impact de la structure du ménage d'appartenance et celui de la position familiale de la femme dans son ménage sur le comportement reproducteur seront examinés.

Méthodologie de l'étude

Les sources de données

Les données utilisées dans cette étude proviennent de l'enquête démographique et de santé (EDS) conduite en 1994 par l'Institut national de la statistique en collaboration avec Macro International. Cette enquête a porté sur un échantillon représentatif de 5 935 ménages choisis au second degré dans un échantillon de 246 grappes définies par le recensement général de la population et de l'habitat de 1988. Les objectifs de l'enquête consistaient notamment à recueillir, à l'échelle nationale, des informations permettant de connaître les niveaux, les tendances et les facteurs de la fécondité, et de mesurer le degré de connaissance et d'utilisation de la contraception ainsi que les attitudes et perceptions des populations vis-à-vis de la planification familiale et de la taille de la famille. Un questionnaire a donc été établi pour ce faire et était administré aux femmes en âge de reproduction, soit celles âgées de 15 à 49 ans et à un échantillon réduit d'hommes dont l'âge était compris entre 15 et 59 ans. Le questionnaire de cette enquête comportait également deux volets sur les caractéristiques socio-économiques de l'enquêtée et sur les conditions de vie dans le ménage qui peuvent être d'un apport appréciable pour la bonne compréhension des facteurs explicatifs des comportements reproductifs des femmes. Au total, 8 099 femmes éligibles ont été interviewées avec un taux de réponse de 98 %. Ces données ont la réputation d'être limitées en ce qui concerne l'analyse des comportements reproductifs des femmes à cause des fausses déclarations. Mais, elles offrent l'avantage de couvrir l'ensemble du pays, donnant ainsi la possibilité de faire des comparaisons entre différents groupes de femmes en fonction de leurs caractéristiques socio-économiques.

En plus des données individuelles de l'enquête démographiques et de santé de 1994, le RGPH de 1998 a collecté des informations sur les communautés telles que la présence de certaines infrastructures socio-économiques et de services d'animation culturelle (foyer féminin, centre culturel) dans les localités, informations que nous avons utilisées pour constituer une base de données contextuelles. C'est sur la base de ces deux sources que cette étude vise à analyser le lien entre la structure des ménages et la fécondité dans le contexte de la crise économique ivoirienne. Un fichier multiniveau a donc été constitué à l'aide des progiciels SPSS (version 10.0) et MLWin (version 1.10) en combinant les informations sur les caractéristiques communautaires fournies par le recensement général de la population de 1998 avec des données individuelles collectées dans le questionnaire individuel de l'enquête démographique et de santé (EDS) de 1994. Pour le RGPH de 1998, nous avons considéré qu'une infrastructure existait dans la localité si sa réalisation était antérieure à l'enquête démographique et de santé de 1994. Ce qui permet d'évaluer le niveau de développement socio-économique de la localité jusqu'à cette période et d'y observer la disponibilité de services de planification familiale puis d'analyser le lien entre ces différentes variables et le niveau de la fécondité atteint par chaque femme depuis le début de sa vie féconde jusqu'au moment de l'enquête et au cours des 3 dernières années qui la précèdent. Sur les 246 grappes enquêtées lors de l'EDS de 1994 (N'Cho *et al.*, 1995), 238 pour lesquelles nous disposons de données complètes sur les infrastructures sociales et économiques ont été retenues correspondant à un effectif total de 7 798 femmes.

Les variables à expliquer et les variables explicatives

Notre hypothèse de départ est que la structure familiale et les conditions de vie dans le ménage influencent le niveau de fécondité des femmes. Parce que nous disposons de données récentes sur la structure du ménage et les autres caractéristiques socio-économiques, nous avons jugé pertinent, outre la parité atteinte au moment de l'enquête, d'étendre notre analyse à la fécondité du moment, mesurée par les naissances des trois dernières années avant l'enquête (tableau 1). Ce choix répond aux préoccupations de Deborah De Graff, Richard Bilsborrow et David Guilkey (1997) et d'Albert Hermalin (1985) lorsqu'ils préconisent que, dans la recherche des effets contextuels, les conditions contextuelles récentes ou antérieures soient mises en relation avec les comportements individuels du moment, même si, là encore, on peut s'interroger sur le temps nécessaire pour que les changements intervenus au niveau du contexte puissent entraîner des modifications dans les comportements individuels. La variable dépendante principale est donc la fécondité

atteinte par chaque femme au moment de l'enquête, mesurée par le nombre total de naissances au cours de la vie reproductive et le logarithme du nombre de naissances au cours des trois dernières années précédant l'enquête.

Les variables explicatives sont celles qui reflètent le mieux les conditions de vie des populations, tout en ayant un rapport avec leurs pratiques en matière de fécondité. Elles sont choisies au niveau individuel et collectif dans une perspective comparative. Les variables individuelles font notamment référence aux caractéristiques démographiques et socio-économiques de la femme. Dans notre étude, les variables suivantes ont été privilégiées : ethnie, niveau d'instruction, occupation principale au moment de l'enquête, âge, expérience vécue à propos de la mortalité des enfants, religion pratiquée au moment de l'enquête, lien de parenté avec le chef du ménage d'appartenance. Plusieurs études ont en effet montré que les femmes plus instruites ont aujourd'hui une meilleure chance de pratiquer la contraception moderne que leurs paires dont l'éducation est moins poussée, et qu'elles risquent par conséquent moins, surtout dans les endroits où les programmes de planification familiale sont efficaces, d'avoir des grossesses non désirées (Kalam et Khan, 1996). De même, il est établi dans la littérature, que les femmes qui exercent une activité économique dans le secteur moderne ont une meilleure connaissance des méthodes de contraception et les utilisent mieux que leurs homologues qui n'ont jamais travaillé dans ce secteur et qui sont dans le secteur traditionnel ou informel. Elles donnent par conséquent naissance à moins d'enfants que celles qui exercent dans le secteur traditionnel de l'économie.

Pour analyser l'influence du contexte local sur les comportements de fécondité des femmes, nous avons utilisé trois types de variables explicatives : les variables liées au ménage, les variables relatives au niveau de développement socio-économique local, les variables concernant l'accessibilité à la planification familiale. À propos de la relation entre les variables contextuelles et les comportements démographiques, il est généralement admis dans la littérature que le développement des infrastructures et des services entraîne au niveau de la population une attitude favorable à la maîtrise de la fécondité. Or, ces structures sont identifiées à un niveau macro ou meso, puisqu'il s'agit le plus souvent de conditions du marché du travail, d'infrastructures sanitaires et éducatives, de facilité d'accès aux méthodes de planification familiale (Bongaarts et Watkins, 1996 ; Boserup, 1985), sans que les analyses qui suivent la formulation théorique soient de cette nature. Celles-ci ignorent le plus souvent ce niveau macro ou meso au profit de caractéristiques purement individuelles (Di Prete et Forristal 1994).

En Côte d'Ivoire, comme dans d'autres pays d'Afrique au sud du Sahara, il est facile de constater que les inégalités, qu'elles soient sociales ou

économiques, sont à la fois d'ordre individuel et collectif. Si des efforts ont été réalisés au cours des vingt dernières années pour étendre l'accès à l'instruction et aux soins de santé par tous, il n'en demeure pas moins une importante diversité de la situation sociale dans le pays, que ce soit entre les régions ou entre les unités domestiques à l'intérieur de ces régions. L'analphabétisme concerne davantage les femmes (68 %) que les hommes (48 %), et dans certaines localités, la scolarisation dans le primaire, surtout celle des filles, se situe à des niveaux inférieurs à la moyenne nationale. La carte sanitaire nous apprend également que 54 % de la population vit dans une localité disposant d'une formation sanitaire, tandis que 25 % se trouve à une distance de plus de 15 km de toute formation sanitaire. Certaines régions sont également défavorisées par le manque d'équipement pouvant faciliter la satisfaction des besoins en matière d'électricité et d'eau potable. D'autres localités sont également défavorisées du fait que leur système de production repose essentiellement sur l'agriculture qui est destinée à l'exportation (agriculture de rente) ou à la consommation locale, comme c'est le cas des cultures vivrières. À des degrés divers, la solidarité familiale reste un phénomène important dans le pays pour des motifs liés à la tradition africaine (renforcement des liens entre parents proches) tout en se révélant de plus en plus comme une stratégie visant à faire face aux difficultés économiques induites par la crise (Adjamagbo, 1997). On s'en apercevra dans ce chapitre en examinant les structures familiales de résidence dont l'élargissement à d'autres personnes apparentées ou non au chef de ménage apparaît comme une caractéristique commune.

Pour résoudre le problème de multicollinéarité qui pourrait exister entre ces différentes variables, la technique de classification sur facteurs et le logiciel Spad (version 5.5) ont été utilisés pour construire un indice de développement communautaire basé sur la présence de certaines infrastructures socio-économiques telles que : l'électrification du village, la source d'approvisionnement en eau, la voie d'accès à la localité, l'existence et la proximité d'un service de santé, l'existence d'un établissement scolaire ou primaire, l'existence d'un transport en commun et le mode de collecte des ordures et d'évacuation des eaux usées. À l'échelle du ménage, nous utilisons comme variables explicatives la structure familiale (lien de parenté avec le chef de ménage, et le nombre de noyaux familiaux présents dans le ménage), son niveau de vie mesuré par la possession d'un certain nombre de biens matériels (télévision, radio, réfrigérateur, voiture, etc.), et les caractéristiques du logement (caractéristiques du plancher ou du sol, l'existence de robinet et le type de toilettes utilisées). Cet indicateur permet de distinguer les femmes selon qu'elles appartiennent à un ménage dont le niveau de vie est élevé, moyen ou bas.

S'agissant des efforts institutionnels en matière de santé reproductive, nous avons utilisé comme variable explicative contextuelle l'accessibilité aux services de planification familiale dans la localité (que nous avons mesurée par la présence d'un agent ou d'un animateur de planification familiale), l'existence d'une campagne de planification familiale ou d'un centre de santé délivrant des services de planification familiale et les conditions d'accès. Ces variables sont disponibles dans le fichier communautaire de l'enquête démographique et de santé de 1994 et sont identifiées dans la littérature comme faisant partie des facteurs contextuels les plus pertinents, susceptibles d'influencer significativement les attitudes et comportements individuels en matière de fécondité. Leurs effets sur la pratique contraceptive ont particulièrement été mis en évidence dans plusieurs pays à travers le monde à l'aide des enquêtes mondiales de fécondité (Casterline, 1983 ; Entwisle *et al.*, 1986) et des enquêtes démographiques et de santé (Nguyen et Nguyen, 2002 ; Guilkey et Jayne, 1997). Les pourcentages d'enfants scolarisés sont calculés en rapportant les effectifs d'enfants de 6 à 16 ans fréquentant ou ayant fréquenté l'école au nombre total d'enfants du même groupe d'âges présents dans la grappe.

Tableau 1. Variables à expliquer et variables explicatives retenues dans l'analyse

Variables à expliquer	Variables explicatives
Fécondité atteinte Fécondité du moment (naissances des 3 années précédant l'enquête)	<p><i>Variables individuelles propres à la femme</i> : âge, situation matrimoniale, ethnie, religion, instruction, secteur d'occupation, lien de parenté avec le chef de ménage, décès d'au moins un enfant, confiage d'un enfant.</p> <p><i>Variables du ménage</i> : structure familiale dans le ménage, nombre de noyaux familiaux, niveau de vie du ménage, instruction du chef de ménage.</p> <p><i>Variables du contexte local</i> : système de production agricole, niveau de développement local, pourcentage, d'enfants scolarisés, accessibilité à la planification familiale.</p>

Les méthodes d'analyses

Le modèle hiérarchique multiniveau est utilisé pour analyser l'effet de la structure du ménage et des autres caractéristiques socio-économiques de la femme sur le niveau de la fécondité individuelle en Côte d'Ivoire. L'approche multiniveau a été privilégiée, par rapport à l'approche classique, pour cette analyse explicative de la fécondité en Côte d'Ivoire pour trois raisons essentielles. La première est d'ordre théorique en ce sens que la décision des couples de contrôler leur fécondité apparaît comme une réponse aux changements socio-économiques et culturels qui s'opèrent dans le contexte dans lequel ils se trouvent (Davis, 1945 ; Notestein, 1945, 1953), ce qui conduit à une variation de la fécondité en fonction de l'appartenance sociale et du niveau de développement économique des communautés locales (Engracia, 1983). Cela implique que l'analyse de la fécondité doit inclure, non seulement des caractéristiques propres à l'individu, mais aussi des facteurs liés au contexte local, car l'on peut supposer que des individus proches adoptent les mêmes comportements du fait qu'ils appartiennent à une même entité socioculturelle et économique et sont soumis aux mêmes contraintes environnementales. La deuxième raison est d'ordre statistique et tient au fait que les modèles multiniveaux tiennent compte de la structure hiérarchique des données sur la fécondité, ce qui permet de corriger les erreurs écologiques ou atomistes¹ et d'aboutir à une meilleure estimation des coefficients de régressions et des résidus. La troisième est d'ordre substantif, car ces modèles, en permettant de mesurer la variabilité de la fécondité entre contextes, offrent la possibilité de sélectionner des contextes particuliers pouvant faire l'objet d'études plus approfondies ou de mener des actions spécifiques relatives au phénomène étudié.

Les individus et les contextes sont deux sources distinctes de variabilité des comportements individuels en matière de fécondité qui peuvent être utilisées simultanément dans un modèle de régression multivariée (Snijders et Bosker, 1999). Les modèles multiniveaux se distinguent des modèles classiques dans l'interprétation des termes d'erreurs, et aussi par le fait que l'équation fait apparaître un ou plusieurs termes d'erreurs associés à chaque niveau d'analyse. Ils permettent ainsi d'aboutir à une meilleure estimation des coefficients et des termes d'erreur et de calculer des coefficients de régression propres à chaque contexte. Il est donc possible, dans un souci de

¹ L'erreur écologique provient du fait que l'on considère comme valable une relation entre des caractéristiques individuelles si cette relation est vérifiée entre les variables agrégées correspondantes. En revanche, l'erreur atomiste est commise lorsqu'on essaie d'expliquer les comportements individuels uniquement par des caractéristiques individuelles, en ignorant le contexte dans lequel ces comportements ont lieu (voir Courgeau, 1999 ; Hox, 1995).

simplification de l'analyse, de considérer que, seules les constantes au niveau individuel varient entre les contextes et que les coefficients de régression sont constants (Di Prete et Forristal 1994). L'utilisation d'un tel modèle, dit à effets aléatoires (*random-effects multilevel model*), entraîne une décomposition de la variance totale en une somme de variances entre contextes et à l'intérieur de chaque contexte. Une alternative de l'analyse multiniveau pour des variables dépendantes discrètes est le modèle de Poisson (Goldstein, 1995), que nous utiliserons pour l'analyse de la fécondité des trois dernières années. L'intérêt d'utiliser ce modèle pour analyser la fécondité au cours d'une courte période réside dans le fait que les taux de fécondité y sont faibles. Ils représentent en fait la probabilité de survenance d'une naissance au sein de la population étudiée sur la période de référence (voir en annexe la présentation de ces modèles).

Dans le cadre de cette étude, nous utiliserons ces modèles en nous limitant à trois niveaux d'analyse : la femme au niveau individuel, le ménage au niveau intermédiaire, et la grappe (représentée par le village en milieu rural et le quartier en milieu urbain) au niveau collectif le plus élevé.

Les résultats

Les femmes dans les ménages

Il est possible de caractériser la structure des 5 919 ménages de l'échantillon de l'enquête démographique et de santé de 1994 en les distinguant, d'une part selon la nature de la famille du chef de ménage, d'autre part selon l'existence et le nombre de familles nucléaires dans le ménage² (tableau 2). Les ménages composés d'une seule famille nucléaire monogame représentent le type le plus représenté (253 ménages pour un effectif de ménages ramené à mille). Les ménages composés du chef de ménage et de personnes, apparentées ou non au chef de ménage mais ne constituant pas entre elles de famille nucléaire, constituent le deuxième type le plus représenté (234 ménages pour mille). Les ménages composés d'une seule famille nucléaire monogame élargie à d'autres parents représentent le troisième type le plus représenté (197 ménages pour mille). Ces trois types de ménages ont une nette prédominance, et les autres types de ménage concernent seulement 50 ménages, ou moins, pour mille.

² On entend ici par *famille du chef de ménage* l'ensemble des individus qui lui sont apparentés dans le ménage, et par famille nucléaire, une famille composée d'un couple, avec ou sans enfant.

Dans notre échantillon, 42 % des femmes sont des épouses du chef de ménage et 18 % sont des filles du chef de ménage (et/ou de son épouse). Ainsi 60 % des femmes interrogées appartiennent-elles à la famille nucléaire du chef de ménage. 18 % des femmes appartiennent à la catégorie « autres parents » et peuvent être des nièces, tantes, parents par alliance..., dont la parenté n'a pas été distinguée lors de l'enquête. Et 6 % des femmes de l'échantillon sont elles-mêmes chef de ménage. Les autres catégories représentent moins de 5 % des femmes. Il en est ainsi des belles-filles, sœurs et individus sans parenté qui concernent, chacun, 4 % environ de l'échantillon.

Tableau 2. Distribution des ménages selon la nature de la famille du chef de ménage et le nombre de familles nucléaires dans le ménage¹
(pour 1000 ménages)

Nature de la famille du chef de ménage	Ménage non nucléaire	Ménage mono-nucléaire	Ménage polynucléaire	Total
Personne seule	234	11	2	247
Famille				
monoparentale	44	1		45
monoparentale élargie	79	16	5	100
nucléaire monogame		253	6	259
nucléaire polygame		33	2	35
monogame élargie ²		197	50	247
polygame élargie		42	25	67
Total	357	553	90	1 000 [N = 5919]

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

¹Un ménage est dit *non nucléaire* s'il ne comprend pas de famille nucléaire, *mononucléaire* s'il comprend une seule famille nucléaire, et *polynucléaire* s'il comprend plusieurs familles nucléaires.

²On entend par *famille élargie*, une famille qui comprend au moins un apparenté au chef de ménage ou/et à son (ses) épouse(s), qui n'est pas membre de leur famille nucléaire.

Pour un effectif ramené à 1 000 femmes, 597 vivent dans un ménage mono-nucléaire, 214 dans un ménage comportant plusieurs familles nucléaires, et 189 dans un ménage qui ne comporte pas de famille nucléaire. Plus précisément, sur ces 1 000 femmes, 234 résident dans un ménage composé d'une seule famille nucléaire monogame élargie à d'autres parents, 187 dans un ménage composé uniquement d'une famille nucléaire monogame, 109

dans une famille monoparentale élargie, et 108 dans un ménage polynucéaire dont le chef à une famille monogame élargie.

Fécondité, position de la femme dans le ménage et type de ménage

L'indice synthétique de fécondité, calculé pour les 3 années précédant l'enquête, est de 5,3 enfants par femme pour l'ensemble de l'échantillon. Il varie fortement selon la position de la femme dans le ménage, de 3,6 enfants lorsque la femme est elle-même chef de ménage à 6,4 enfants lorsqu'elle est une épouse du chef. Les autres catégories ont une fécondité du moment intermédiaire : 4,8 enfants pour une parente (autre qu'épouse ou fille), 4,7 enfants pour une fille et 3,9 enfants pour une femme non apparentée (tableau 3).

Tableau 3. Indice synthétique de fécondité selon le lien de parenté de la femme avec le chef de ménage et leur statut matrimonial

Lien de parenté	Ensemble		Célibataire		Mariée		Divorcée, séparée, veuve	
	ISF	N	ISF	N	ISF	N	ISF	N
Chef de ménage	3,6	488	...	77	5,6	224	1,9	187
Épouse du chef de ménage	6,5	3424			6,5	3424		
Fille du chef de ménage	4,7	1445	3,5	907	6,5	394	5,2	144
Parente du chef de ménage	4,8	2381	2,7	1007	6,2	1085	3,8	289
Non apparentée au chef de ménage	3,9	361	1,1	188	5,9	125	...	48
Ensemble	5,3	8099	2,6	2179	6,4	5252	3,8	668

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

N : effectif ; ... : effectif trop faible pour le calcul de l'ISF.

Ces variations dépendent en partie des différences dans la distribution des situations matrimoniales des femmes selon leur position dans les ménages, puisque les femmes mariées ont une fécondité supérieure à celles des femmes divorcées, séparées ou veuves, dont la fécondité est elle-même supérieure à celle des célibataires. Cependant, à statut matrimonial comparable, la variation de la fécondité du moment selon le lien familial ou social de la femme avec le chef de son ménage demeure, plus ou moins accentuée selon l'état matrimonial. Les femmes mariées ont un niveau de fécondité relativement homogène (de 6,5 enfants pour une épouse ou une fille du chef de ménage à 5,6 enfants pour une femme chef de ménage). Par contre, la fécondité des célibataires varie fortement selon leur lien de parenté (de 1,1 à 3,5 enfants par femme) et celle des femmes divorcées, séparées ou veuves encore davantage (de 1,9 à 5,2 enfants par femme). Globalement, l'appartenance des femmes à la famille nucléaire du chef de ménage, comme épouse ou fille, correspondant à une intégration familiale plus sûre, coïncide avec une fécondité plus forte.

Par ailleurs, c'est dans les familles nucléaires que la fécondité du moment est la plus forte : 6,2 enfants par femme, dans les familles de monogames comme de polygames (tableau 4).

Pour une même catégorie de parenté, l'indice synthétique de fécondité varie selon la nature de la famille du chef de ménage, plus ou moins fortement selon la catégorie. Par exemple, une épouse du chef de ménage aura une fécondité du moment de 6,8 enfants si elle est dans une famille nucléaire monogame, 6,6 dans une famille nucléaire polygame, 6,4 dans une famille monogame élargie et 6,3 dans une famille polygame élargie. Nucléarisation et monogamie sont donc associées à la plus forte fécondité.

Là encore, ces variations dépendent en partie du statut matrimonial et diffèrent selon celui-ci. La fécondité des femmes mariées est la plus homogène et la plus élevée : de 5,7 à 5,9 enfants chez les filles mariées, de 5,7 à 6,5 enfants chez les femmes de la catégorie « autre ». Par contre, la fécondité des célibataires ou des femmes divorcées, séparées ou veuves est plus hétérogène, varie davantage et est plus faible : 2,8 à 3,4 enfants pour les filles du chef de ménage ; 11,1 à 4,8 enfants pour les femmes classées « autres ».

Avant d'aborder l'analyse multiniveau, nous présentons les variations de la descendance moyenne au moment de l'enquête et au cours des 3 dernières années qui la précèdent selon les modalités des variables qui seront utilisées dans l'analyse (tableau 5). Pour la variable décrivant le niveau de vie du ménage, un indicateur composite a été construit combinant plusieurs variables relatives aux biens et services disponibles dans le ménage. Cette procédure a permis de dégager 3 catégories de ménages : les ménages dont le niveau de vie est bas (44,5 %), les ménages dont le niveau de vie est moyen

(44,5 %) et les ménages dont le niveau de vie est élevé (11 %) (voir en annexe pour une description plus détaillée de ces groupes).

Tableau 4. Indice synthétique de fécondité selon la nature de la famille du chef de ménage et le lien de parenté de la femme avec le chef de ménage (CM)

Nature de la famille du chef de ménage	Chef de ménage	Épouse du CM	Fille du CM	Autres ¹	Ensemble
Ménage sans famille monoparentale ou nucléaire : ISF	0,7		...	3,9	2,9
N	152		14	347	535
Famille monoparentale : ISF	5,6		4,1
N	144		58	36	242
Famille monoparentale élargie : ISF	7,6		4,9	4,8	4,8
N	190		386	652	1 225
Famille nucléaire monogame : ISF	...	6,8	1,9	...	6,2
N	2	1 354	162	93	1 589
Famille nucléaire polygame : ISF		6,6	6,2
N		368	50	18	432
Famille monogame élargie : ISF		6,4	5,3	4,9	5,0
N		1 082	515	1167	2 758
Famille polygame élargie : ISF		6,3	4,2	4,9	5,6
N		610	258	418	1 286
Ensemble : ISF	3,6	6,4	4,7	4,7	5,3
N	488	3 414	1 443	2 731	8 076

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

¹ Autres = apparentées et non apparentées au chef de ménage.

N : effectif ; ... : Effectif trop faible pour calculer l'ISF.

Pour la variable indiquant le niveau de développement de la localité, un indice composite a également été construit combinant le lieu de résidence et la présence de certaines infrastructures socio-économiques compte tenu de la corrélation (0,70) que nous avons observée entre ces deux variables. Ainsi, les localités dont le niveau de développement est jugé élevé sont celles qui disposent de la plupart des infrastructures décrites ci-dessus et qui sont situées dans des grandes villes. Elles représentent 61,3 % de l'ensemble des 238 localités retenues pour l'étude. Les autres localités se répartissent entre 18,5 % et 20,2 % selon qu'elles se situent à un niveau de développement moyen ou bas. La durée de résidence de la femme dans la localité a été utili-

sée comme variable de contrôle pour éviter un biais dans l'estimation des effets de variables contextuelles qui pourraient être dus aux différents déplacements entre régions à l'intérieur du pays. Les données des enquêtes de niveaux de vie montrent que ces déplacements se sont intensifiés avec la crise économique et concernent en grande partie les jeunes.

Dans la mesure où les différences de niveaux de fécondité selon les caractéristiques socio-économiques et culturelles des femmes peuvent être liées à des écarts dans la structure par âge de ces catégories de femmes, non contrôlés ici, nous ne les détaillerons pas. En effet certaines catégories de femmes étant plus âgées que d'autres (ainsi par exemple on peut estimer que les femmes sans instruction sont en moyenne plus âgées que les femmes instruites) peuvent avoir, de ce seul fait ou de ce fait également, une plus forte fécondité, surtout pour ce qui concerne la descendance atteinte au moment de l'enquête.

Tableau 5. Niveau de la fécondité selon les caractéristiques socio-démographiques et économiques de la femme et du contexte local

Variables individuelles et contextuelles	Fécondité du moment		Fécondité cumulée		Effectif
	Moyenne	Écart- type	Moyenne	Écart- type	
Décès d'au moins un enfant	***		***		7 798
Aucun	0,43	0,56	1,95	2,22	5 346
Au moins un enfant décédé	0,64	0,66	5,59	2,86	2 362
Confiage d'un enfant	***		***		7 798
Aucun	0,48	0,60	1,74	2,11	4 884
Au moins un enfant confié	0,52	0,61	5,26	2,84	2 914
Situation matrimoniale	***		***		7 798
Célibataire	0,21	0,43	0,53	1,07	2 122
En union	0,64	0,63	4,01	2,89	5 029
Veuve/divorcée/séparée	0,29	0,50	3,90	2,74	647
Instruction de la femme	***		***		7 798
Sans niveau	0,54	0,61	3,72	3,09	4 686
Primaire	0,48	0,61	2,32	2,57	1 978
Secondaire et plus	0,30	0,51	1,57	2,02	1 134
Secteur d'occupation de la femme	***		***		7 798
Sans emploi	0,43	0,58	1,93	2,46	2 387
Formel	0,42	0,60	3,42	2,53	118
Informel	0,46	0,59	3,11	2,88	3 023
Agricole	0,61	0,62	4,15	3,11	2 270
Structure familiale dans le ménage	***		***		7 798
CM seul sans famille nucléaire	0,28	0,52	2,14	2,53	539
Monoparentale simple	0,38	0,52	3,12	2,86	234
Monoparentale élargie	0,45	0,58	2,66	2,76	1 196
Nucléaire monogame	0,60	0,64	3,63	2,93	1 545
Nucléaire polygame	0,57	0,59	3,77	3,03	413
Élargie monogame	0,48	0,60	2,79	2,93	2 660
Élargie polygame	0,51	0,60	3,43	3,14	1 211
Nombre de noyaux familiaux	***		***		7 798
0	0,47	0,59	3,04	2,97	5 814
1	0,54	0,62	3,06	2,91	1 295
2 et plus	0,60	0,62	3,18	2,84	689
Niveau de vie du ménage	***		***		7 798
Niveau élevé	0,30	0,52	1,97	2,55	1 274
Niveau moyen	0,48	0,60	2,91	2,88	3 651
Niveau bas	0,59	0,62	3,72	3,04	2 873
Instruction du chef de ménage	***		***		7 798
Sans instruction	0,52	0,60	3,38	3,07	4 809
Primaire	0,53	0,63	3,00	2,91	1 257
Secondaire et plus	0,37	0,56	2,16	2,40	1 624
Ne sait pas	0,50	0,63	2,62	2,79	108
Accessibilité à la PF	***		ns		7 798
Aucun accès	0,45	0,57	3,05	2,95	1 236
Très difficile	0,49	0,60	3,06	2,98	3 177
Difficile	0,52	0,61	3,03	2,88	1 940
Facile	0,51	0,61	3,11	2,99	956
Très facile	0,44	0,58	3,01	2,99	489
Niveau de développement local	***		***		7 798
Très élevé	0,34	0,53	2,29	2,64	1 264
Élevé	0,45	0,60	2,65	2,80	2 490
Moyen	0,58	0,67	3,39	3,20	236
Bas	0,56	0,61	3,55	3,04	3 808
Ensemble	0,49	0,60	3,05	2,95	7 798

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

*** : significatif à 1 % ; ** : significatif à 5 % ; * : significatif à 10 % ;

ns : non significatif.

Analyse multiniveau de l'effet de la structure du ménage sur la fécondité

Quatre modèles ont été estimés séparément pour analyser la relation entre la structure du ménage et la fécondité. Le premier modèle (vide) rend compte de la variabilité entre contextes de la fécondité en l'absence de toute variable explicative. Les variances calculées dans ce modèle peuvent être utilisées pour apprécier les changements de la fécondité après introduction de variables explicatives. Le deuxième modèle rend compte de l'effet des variables explicatives individuelles sur la fécondité au cours de la période de référence. Le troisième modèle présente les effets nets de ces variables lorsqu'on prend en compte les effets d'autres variables relatives à la structure et au niveau de vie du ménage susceptibles d'influencer de manière significative la fécondité indépendamment des caractéristiques individuelles. Le quatrième modèle prend en compte, en plus des variables de la femme et du ménage, celles qui reflètent le niveau de développement économique et social de la localité. Sont ainsi utilisées dans ce dernier modèle, outre la structure du ménage, les principales variables définissant la position socio-démographique de chaque femme enquêtée à l'échelle individuelle et collective. La stratégie adoptée dans cette partie de l'étude, courante dans les analyses multiniveaux, consiste à introduire dans un premier temps les variables individuelles dans le modèle et à ajouter ensuite les autres variables de niveau supérieur en commençant par les variables du ménage, de manière à expliquer les variations de la fécondité entre contextes. Il est en effet possible que les différences de niveaux de fécondité observées entre contextes (ménages ou grappes) soient partiellement ou totalement expliquées par certaines caractéristiques propres à ces contextes. L'introduction de ces variables permettra donc de réduire la variance contextuelle. Les résultats de ces analyses figurent dans les tableaux 6 et 7. Seules les variables ayant un lien significatif avec la fécondité ont été retenues et figurent dans ces tableaux.

La fécondité du moment

Pour la fécondité du moment, l'estimation du modèle vide (modèle 1) donne une constante égale à -0,723 (IRR=0,485) et une erreur standard égale à 0,022 (tableau 6). Elle montre également l'existence d'une très faible variation de la fécondité entre les différentes grappes qui s'exprime par une variance contextuelle égale à 0,043 pour la fécondité du moment, et d'une faible corrélation entre les femmes à l'intérieur d'une même grappe ou d'un même ménage ($\rho=0,041$ et $\sigma_u^2=0,000$).

Dans le modèle 2, la prise en compte des variables explicatives individuelles modifie significativement ($p<0,01$) la variation de la fécondité entre

les grappes et entre les ménages à l'intérieur des grappes. La constante passe à -4,149 (IRR=0,016), la variance inter-grappes s'annule. Dans tous les modèles, les effets des variables individuelles sont conformes à nos attentes. Par exemple, comparé aux femmes du groupe akan, celles qui sont des groupes ethniques mandé (ou Gur) ont une fécondité inférieure respectivement de 12 % et 10 %. Le fait de connaître le décès d'un des enfants augmente les naissances au cours des 3 dernières années de 38 %. Celles qui n'ont aucun enfant confié ont un nombre d'enfant inférieur de 7 % à celles qui ont un enfant hors du ménage. Le fait d'être instruit au niveau secondaire diminue la fécondité au cours des trois dernières avant l'enquête de 30 % par rapport aux femmes sans instruction. On ne note aucune différence significative pour les femmes du niveau primaire. Seules les femmes travaillant dans le secteur informel ont une fécondité significativement différente ($p < 0,01$) de celle des agricultrices.

En introduisant certaines caractéristiques relatives au ménage (modèle 3), on observe une relation significative entre la structure familiale du ménage et la fécondité du moment. Celle-ci se traduit chez les ménages où le chef est sans conjoint et sans enfant, et par rapport aux ménages nucléaires monogames de référence, par une baisse de 30 % du rythme auquel les naissances surviennent au cours des trois dernières années avant l'enquête (IRR=0,703). Cet effet est moins important quand le ménage est composé d'une famille polygame, qu'elle soit nucléaire (-14 %) ou élargie (-18 %). On note enfin que le fait de vivre dans un ménage avec une famille monoparentale, simple ou élargie, ou dans un ménage basé sur une famille élargie monogame n'a aucun effet significatif sur la fécondité au cours des trois dernières années précédant l'enquête, par rapport au ménage de référence. En revanche, la fécondité récente diminue significativement avec le nombre de couples dans le ménage (IRR= 0,886), indiquant que la complexité du ménage correspond à une moindre fécondité. La fécondité diminue également avec le niveau d'instruction du chef de ménage. Les femmes dont le chef de ménage a atteint un niveau d'instruction élevé (secondaire ou plus) ont une fécondité plus faible (IRR=0,895) par rapport aux femmes dont le chef de ménage n'a aucune instruction. De même, le niveau de vie du ménage influence significativement la fécondité des femmes sur la période de référence. Le fait d'appartenir à un ménage aux conditions de vie élevées amène à une baisse de la fécondité de 29 % (IRR=0,712), et à un ménage aux conditions de vie moyennes, à une baisse de 10 % (IRR=0,901) par rapport aux femmes résidant dans les ménages aux conditions de vie les plus basses. Du point de vue des variations contextuelles de la fécondité, on n'observe aucune modification de la variance. Celle-ci reste toujours nulle entre les grappes et entre les ménages.

Parmi les autres variables explicatives individuelles introduites dans le modèle, seules l'occupation et l'ethnie n'ont plus d'effet significatif sur les naissances au cours des trois dernières années en présence de la structure des ménages. Le niveau d'instruction de la femme, l'expérience du décès d'un enfant et le niveau de vie du ménage ont les effets les plus importants. Le fait pour une femme de vivre l'expérience du décès d'un de ces enfants, augmente toujours la fécondité du moment de 37 % (IRR=1,37). Par rapport aux femmes non instruites, celles qui ont atteint un niveau d'instruction supérieur ou égal au secondaire ont une fécondité inférieure de 22 % (IRR=0,782). Aucune différence de fécondité n'est observée entre les femmes de niveau d'instruction primaire et celles restées sans instruction jusqu'au moment de l'enquête. Ces résultats sont conformes à la relation attendue entre l'urbanisation, la mortalité, l'éducation et la fécondité formulée dans la plupart des théories de la modernisation et mis en évidence dans plusieurs travaux à travers le monde.

Dans le modèle 4, nous avons voulu tester l'effet de certaines variables contextuelles liées au village ou au quartier, comme le niveau de développement social et économique ou la proportion d'enfants scolarisés, qui pourrait traduire le coût économique de l'enfant et les contraintes sociales et économiques auxquelles les populations doivent faire face à l'échelle locale. L'introduction de ces variables modifie légèrement les coefficients de régression des autres variables individuelles et de celles relatives au ménage, sans apporter de changement important sur le sens de la relation et son caractère significatif. Toutes les variances restent toujours nulles et le lien observé précédemment entre la structure du ménage et la fécondité est conservé. Ceci signifie que les écarts de fécondité entre les contextes sont entièrement expliqués par les variables individuelles prises en compte dans le modèle.

Tableau 6. Modèle de Poisson multiniveau sur les naissances au cours des trois dernières années avant l'enquête. Côte d'Ivoire (EDS, 1994)

Variables explicatives	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	IRR	S.E*	IRR	S.E	IRR	S.E	IRR	S.E
Constante	0,485**	0,022	0,016***	0,265	0,014**	0,272	0,016***	0,362
Age	-	-	1,298***	0,017	1,303***	0,017	1,297***	0,017
Age au carré	-	-	0,995***	0,000	0,995***	0,000	0,995***	0,000
Ethnie (Akan)								
Krou	-	-	0,918 ns	0,058	0,961 ns	0,059	0,999 ns	0,060
Mandé du Nord et Gur	-	-	0,877***	0,046	0,908***	0,047	0,870***	0,052
Mandé du Sud	-	-	0,900***	0,060	0,917 ns	0,060	0,920 ns	0,061
Autres africains	-	-	0,944 ns	0,047	0,938 ns	0,049	0,966 ns	0,050
Mortalité (aucun décès)								
Au moins un décès	-	-	1,377***	0,036	1,370***	0,036	1,369***	0,036
Confiance des enfants (oui)								
Aucun enfant confié	-	-	0,930*	0,038	0,925**	0,038	0,926*	0,038
Situat. matrimoniale (célib.)								
En union	-	-	1,964***	0,076	2,026***	0,078	2,014***	0,078
Veuve/divorcée/séparée	-	-	0,774***	0,094	0,766***	0,094	0,766***	0,094
Instruction (sans instruction)								
Primaire	-	-	0,987 ns	0,042	1,012 ns	0,043	1,024 ns	0,043
Secondaire et plus	-	-	0,698***	0,064	0,782***	0,067	0,799***	0,067
Occupation (agricultrice)								
Sans emploi	-	-	0,927 ns	0,044	0,996 ns	0,047	0,999 ns	0,049
Formel	-	-	1,057 ns	0,152	1,332 ns	0,156	1,344*	0,252
Informel	-	-	0,848***	0,040	0,921*	0,044	0,928*	0,047
Durée de résidence	-	-	1,001***	0,000	1,001***	0,000	1,001***	0,000
Taille du ménage	-	-	-	-	1,022***	0,003	1,022***	0,076
Struct ^a du mén. (nucl. monog.)								
CM seul	-	-	-	-	0,703***	0,093	0,708***	0,100
Monoparental simple	-	-	-	-	0,970 ns	0,112	0,969 ns	0,128
Monoparental élargi	-	-	-	-	1,068 ns	0,061	1,076 ns	0,074
Nucléaire polygame	-	-	-	-	0,856***	0,076	0,847***	0,074
Élargie monogame	-	-	-	-	0,959 ns	0,048	0,964 ns	0,045
Élargi polygame	-	-	-	-	0,824***	0,062	0,822***	0,054
Instruct ^a du CM (sans instruct ^a)								
Primaire	-	-	-	-	1,066 ns	0,046	1,085*	0,046
Secondaire et plus	-	-	-	-	0,895***	0,054	0,911*	0,054
Nb. de couples dans le ménage	-	-	-	-	0,886***	0,032	0,881***	0,032
Nv. de vie du ménage (bas)								
Élevé	-	-	-	-	0,712***	0,068	0,748***	0,076
Moyen	-	-	-	-	0,901***	0,040	0,903***	0,045
Nv. de dev. local (bas)								
Très élevé	-	-	-	-	-	-	0,927 ns	0,260
Élevé	-	-	-	-	-	-	1,083 ns	0,227
Moyen	-	-	-	-	-	-	1,269***	0,099
Enfants scolarisés en %	-	-	-	-	-	-	0,996***	0,001
Var. au nv. des grappes (σ_v^2)	0,043***	0,010	0,00***	-	0,000	-	0,000	-
Var. au nv. des ménages (σ_m^2)	0,000	-	0,00***	-	0,000	-	0,000	-
Var. au nv. des individus (σ_i^2)	1,000	-	1,000	-	1,000	-	1,000	-

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

Dans ce modèle de Poisson, IRR où *incidence rate ratio* désigne le rythme auquel les naissances surviennent chez une catégorie de femmes au cours de la période des 3 dernières années avant l'enquête comparée à la catégorie de référence. C'est la transformation par la fonction exponentielle du coefficient β fourni par la régression de Poisson.

*** : significatif à 0,01 ; ** : significatif à 0,05 ; * : significatif à 0,10 ;

ns : non significatif ; () modalité de référence.

Cela pourrait s'expliquer par le fait que les variations que l'on observe entre les contextes en matière de programmes de développement socio-économique ne sont pas indépendantes des ressources disponibles dans les ménages et des préférences individuelles en matière de santé reproductive. Ainsi, des contextes géographiques dont le niveau de développement est très bas, vont de pair avec de mauvaises conditions de vie des ménages et avec de faibles niveaux d'éducation. Ceci est d'autant plus réel dans les zones rurales, où l'accès à l'eau potable ou à l'électricité sont deux composantes du niveau de vie qui relèvent plus des politiques sociales que de la capacité des ménages à se les procurer. De plus, les études ont montré que l'impact réel des programmes de santé de la reproduction à base communautaire n'est perceptible que lorsque les femmes auxquelles ceux-ci sont destinés atteignent un certain niveau d'éducation, de même que les effets de certaines variables individuelles sur la fécondité sont conditionnés par les caractéristiques contextuelles. Par exemple, une personne éduquée dans un contexte où les gens ne sont pas éduqués pourrait avoir un comportement différent de celle qui a le même niveau d'éducation dans un contexte où tout le monde est éduqué.

La fécondité cumulée

Suivant la même approche que nous avons utilisée pour la fécondité du moment, nous examinons dans cette partie l'effet direct ou indirect de la structure du ménage sur la parité atteinte au moment de l'enquête (tableau 7). L'estimation du modèle vide montre que 4,5 % des variations de la parité atteinte au moment de l'enquête sont expliqués par les différences entre les grappes alors qu'il n'y a aucune différence significative entre les femmes du point de vue de leur fécondité à l'intérieur des ménages ($\sigma_{u0}^2=0,000$). En contrôlant, dans le modèle 2, l'effet de l'âge et des autres variables individuelles, on s'aperçoit que les grappes perdent leurs effets sur la fécondité au profit des caractéristiques individuelles. La variance de l'erreur contextuelle augmente au niveau des ménages et atteint 0,177 ($p<0,01$), tandis qu'au niveau des grappes, elle diminue considérablement de 64,3 %, passant de 0,397 à 0,028 avec une erreur standard de 0,010. À ce stade de l'analyse, il apparaît intéressant de noter que l'essentiel des variations de la fécondité se fait entre les femmes, fussent-elles à l'intérieur d'une même grappe ou d'un même ménage ($\sigma_{u0}^2=2,393$). Dans ce modèle 2, on note un effet négatif du milieu de socialisation sur la fécondité. Les femmes qui ont grandi en ville ont une fécondité plus basse que celles dont la socialisation a été faite en milieu rural. Le fait d'appartenir à l'une des religions chrétiennes diminue la fécondité de 0,153 enfant. À part le groupe

ethnique krou, tous les autres groupes ont un effet négatif sur la fécondité par rapport au groupe akan. L'expérience du décès d'un enfant augmente la parité atteinte de 1,668 enfants alors que le fait pour une femme d'avoir un enfant confié à un autre ménage diminue la fécondité de 1,253 enfants. L'éducation de la femme est associée à une baisse de la fécondité mais cet effet n'est significatif qu'au-delà du niveau primaire ($P < 0,01$). Autrement dit, il n'y a pas de différence significative entre la fécondité des femmes de niveau d'instruction primaire et celles qui ne sont pas instruites.

La prise en compte de la structure familiale et des autres caractéristiques relatives au ménage, dans le modèle 3, n'apporte aucune modification importante aux effets contextuels intervenant au niveau des ménages ou à celui des grappes. La variance entre les ménages à l'intérieur des grappes passe de 0,177 à 0,180 et celle entre les grappes se maintient presque, passant de 0,028 à 0,029. Du point de vue de l'effet individuel de la structure du ménage, toutes les modalités ont un effet significatif sur les naissances cumulées au moment de l'enquête. Pour les familles où le chef de ménage est seul, cet effet se manifeste par une réduction de la parité atteinte de 0,497 enfant ($p < 0,01$). Le fait pour une femme de vivre dans un ménage composé d'une famille monoparentale augmente la parité atteinte de 0,239 enfant si cette structure est simple et la diminue de 0,212, si elle est élargie. Les femmes qui vivent dans des ménages dont la structure familiale est nucléaire polygame ou élargie ont également une fécondité plus basse que leurs homologues dont la structure familiale est nucléaire monogame (qui est ici la référence). Une augmentation du nombre de couples dans le ménage entraîne également une baisse de la fécondité de 0,304 enfant ($P < 0,01$). Une autre caractéristique du ménage qui semble avoir une influence significative sur la fécondité cumulée est le niveau de vie des membres qui le composent. Un niveau de vie élevé du ménage est associé à une baisse de 0,316 du nombre d'enfants nés vivants au moment de l'enquête, tandis que cette baisse est de 0,224 enfant si les conditions de vie dans le ménage sont moyennes ($P < 0,01$).

Dans le modèle final, nous avons introduit le niveau de développement local. Dans ce nouveau modèle, les effets des variables explicatives individuelles et collectives, de la structure familiale et des autres caractéristiques du ménage sur la fécondité cumulée se maintiennent toujours de manière significative. Autrement dit, toutes choses étant égales par ailleurs, les femmes des ménages, dont le chef est sans épouse et sans enfant, ont une fécondité plus faible de 0,505 enfant. Le fait de vivre dans un ménage monoparental élargi diminue chez la femme la parité atteinte de 0,219 enfant et dans une famille nucléaire polygame de 0,482 enfant par rapport à leurs homologues qui vivent dans une famille nucléaire monogame. Enfin,

l'appartenance à une famille élargie monogame ou polygame a également un effet significatif réducteur de la fécondité cumulée, de respectivement 0,268 enfant et 0,754 enfant par rapport à la modalité de référence (toutes ces relations sont significatives au seuil de $p < 0,01$).

Les effets des autres variables explicatives individuelles et collectives estimés à l'aide de ce quatrième modèle montrent que la fécondité baisse généralement lorsque la femme a été socialisée en milieu urbain (notamment dans les grandes villes), pratique l'une des religions chrétiennes, atteint un niveau d'instruction équivalent au secondaire, ou plus, exerce une activité économique dans un secteur autre que l'agriculture, appartient à un ménage dont le niveau de vie est élevé ou dont le chef est instruit avec un niveau supérieur ou égal au secondaire. En revanche, elle augmente significativement quand il s'agit d'une femme mariée, veuve, divorcée ou séparée, ayant connu la mort d'un de ses enfants, ou appartenant à un ménage dont la taille est élevée. On note enfin, toutes choses étant égales par ailleurs, que le fait d'être dans une localité dont le niveau de développement est moyen du point de vue des infrastructures citées ci-dessus augmente de 0,381 le nombre d'enfants chez la femme par rapport à une localité de bas niveau de développement. Dans l'ensemble, c'est un modèle qui met en évidence la persistance d'un effet du contexte ménage sur la variation de la fécondité puisque la variance au niveau contextuel est de 0,177 ($p < 0,01$). Cela correspond à une corrélation intra-ménage égale à 0,0634 et traduit le fait que 6,3 % des variations de la fécondité sont expliquées par les différences au niveau des ménages. Concernant les grappes, nous avons une faible variance contextuelle (0,021) traduisant le fait que seulement 0,7 % des variations de la fécondité sont expliqués par les différences au niveau des grappes.

Tableau 7 : Modèle de régression linéaire multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête Côte d'Ivoire (EDS, 1994)

Variables explicatives	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4	
	β	S.E	β	S.E	β	S.E	β	S.E
Constante	3,008***	0,054	-1,848***	0,274	-1,783***	0,269	-1,796***	0,268
Age	-	-	0,213***	0,015	0,197***	0,015	0,197***	0,015
Age au carré	-	-	-0,001	0,000	-0,001	0,000	-0,001***	0,000
Lieu socialisé ^o (camp./village)								
Grande ville	-	-	-0,108***	0,047	-0,075 ns	0,046	-0,076 ns	0,047
Petite ville	-	-	-0,087*	0,050	-0,076 ns	0,049	-0,099*	0,050
Religion (musulmane)								
Chrétienne	-	-	-0,153***	0,061	-0,116***	0,060	-0,106***	0,060
Autres religions	-	-	-0,070 ns	0,064	-0,031 ns	0,064	-0,019 ns	0,063
Ethnie (Akan)								
Krou	-	-	-0,015 ns	0,070	0,081 ns	0,069	0,084 ns	0,068
Mandé du Nord et Gur	-	-	-0,131***	0,067	-0,066 ns	0,066	-0,079 ns	0,069
Mandé du Sud	-	-	-0,145***	0,075	-0,070 ns	0,074	-0,078 ns	0,073
Autres africains	-	-	-0,179***	0,068	-0,049 ns	0,068	-0,050 ns	0,067
Mortalité (aucun décès)								
Au moins un décès	-	-	1,668***	0,045	1,659***	0,044	1,655***	0,044
Confiage des enfants (oui)								
Aucun enfant confié	-	-	-1,253***	0,043	-1,285***	0,045	-1,287***	0,045
Situat ^o matrimoniale (Célib.)								
En union	-	-	0,984***	0,071	0,959***	0,072	0,958***	0,072
Veuve/divorcée/séparée	-	-	0,455***	0,084	0,344***	0,082	0,338***	0,082
Instruction (sans instruction)								
Primaire	-	-	-0,037 ns	0,049	-0,038 ns	0,048	-0,037 ns	0,048
Secondaire et plus	-	-	-0,392***	0,064	-0,345***	0,063	-0,342***	0,063
Occupation (agricultrice)								
Sans emploi	-	-	-0,179***	0,056	-0,122***	0,058	-0,123***	0,059
Formel	-	-	0,523***	0,162	-0,395**	0,160	-0,391**	0,161
Informel	-	-	-0,173***	0,052	-0,095*	0,054	-0,095*	0,056
Lien avec le CM	-	-	-0,143***	0,025	-0,199***	0,027	-0,196***	0,027
Durée de résidence	-	-	0,002***	0,000	0,001***	0,000	0,001***	0,000
Taille du ménage	-	-	-	-	0,079***	0,004	0,078***	0,004
Struct. du mén. (nucléaire monog)								
CM seul sans famille nucl.	-	-	-	-	-0,497***	0,088	-0,505***	0,088
Monoparentale simple	-	-	-	-	0,239**	0,115	0,233**	0,114
Monoparentale élargie	-	-	-	-	-0,212***	0,071	-0,219***	0,071
Nucléaire polygame	-	-	-	-	-0,482***	0,094	-0,480***	0,094
Élargie monogame	-	-	-	-	-0,268***	0,057	-0,267***	0,057
Élargie polygame	-	-	-	-	-0,754***	0,077	-0,752***	0,076
Nb. de couples ds le ménage	-	-	-	-	-0,304***	0,041	-0,305***	0,041
Nv. de vie du ménage (bas)								
Élevé	-	-	-	-	-0,316***	0,071	-0,315***	0,079
Moyen	-	-	-	-	-0,224***	0,050	-0,239***	0,055
Nv. de dév. local (bas)								
Très élevé	-	-	-	-	-	-	-0,091 ns	0,077
Élevé	-	-	-	-	-	-	0,093 ns	0,064
Moyen	-	-	-	-	-	-	0,381**	0,127
Var. au nv. des grappes (σ_v^2)	0,397***	0,062	0,028***	0,010	0,029**	0,010	0,022***	0,009
Var. au nv. des ménages (σ_u^2)	0,000	-	0,177***	0,037	0,180***	0,036	0,177***	0,035
Var. au nv. des individus (σ_e^2)	8,327***	0,135	2,393***	0,050	2,242	0,047	2,244***	0,047
-2Loglikelihood (IGLS)	38872,75	-	29526,03	-	29063,14	-	29046,38	-

Source : calcul des auteurs d'après les données EDS-CI 1994.

*** : significatif à 0,01 ; ** : significatif à 0,05 ; * : significatif à 0,10 ;

ns : non significatif ; () modalité de référence.

Discussion des résultats et conclusion

Dans cette étude, nous avons tenté d'analyser la relation entre les conditions de vie dans le ménage et la fécondité en Côte d'Ivoire tout en essayant autant que possible d'inscrire cette relation dans le contexte d'une crise économique et sociale, traversée par le pays depuis le début des années 1980, qui a accusé les différences de niveaux de vie entre les groupes de population.

Bien qu'une évaluation précise de l'impact de la crise économique sur les comportements de fécondité soit difficile sur le plan méthodologique sur la base des enquêtes démographiques et de santé, nous pouvons au moins constater qu'entre 1981 et 1994, des évolutions importantes ont pu se réaliser en Côte d'Ivoire, tant sur le plan économique que social. En particulier l'accès à l'éducation, à l'emploi et aux soins de santé est devenu très difficile en ville comme dans les campagnes, les revenus des ménages ont considérablement diminué et la pauvreté sous ses différentes formes s'est répandue davantage, atteignant près de 37 % de la population en 1995 (Institut national de la statistique, 1999 ; Grimm *et al.*, 2001). Il est fort probable que ces conditions de vie affectent la décision des parents en matière de fécondité. Quatre variables explicatives en plus de la structure familiale ont été utilisées pour caractériser ces conditions de vie dans le ménage : le nombre de couples dans le ménage, la taille du ménage, le niveau d'instruction du chef de ménage et le niveau de vie du ménage. Pour tenir compte des effets d'autres facteurs susceptibles d'influencer les décisions de fécondité dans le ménage, nous avons utilisé comme variables de contrôle, outre l'âge et le statut matrimonial de la femme, les principales variables définissant sa position socio-économique et culturelle. Les effets de ces variables ont été présentés dans le texte. Ils sont en parfait accord avec les déterminants de la fécondité en Afrique subsaharienne et les résultats obtenus pour la Côte d'Ivoire (Benefo et Shultz, 1996 ; Vimard *et al.*, 2001).

D'autres variables ont été utilisées pour caractériser le contexte dans lequel les comportements reproductifs ont cours, et dont l'effet sur la fécondité peut se manifester directement en interagissant avec les variables individuelles, ou indirectement en agissant par le biais de ces variables (accessibilité à la planification familiale, niveau de développement économique et social de la localité, type d'agriculture pratiquée principalement dans la localité, proportion de personnes instruites, pourcentage d'enfants scolarisés). Un indice synthétique a été construit et permet de distinguer les femmes selon le niveau de développement social et économique du contexte dans lequel elles se trouvent au moment de l'enquête. Nous reconnaissons cependant que cette façon de faire est susceptible de masquer les effets de certai-

nes variables importantes sur lesquelles il est possible d'agir politiquement (Casterline, 1983 ; Hermalin, 1985). Nous avons également tenu compte des effets de durée qui peuvent se traduire par le fait que deux femmes qui ont des durées de résidence différentes dans une localité donnée peuvent ne pas être soumises de la même façon aux contraintes relevant de ce contexte. Pour cela, nous avons contrôlé l'effet des variables contextuelles par la durée de présence de la femme dans la localité où elle a été identifiée au moment de l'enquête.

Les analyses descriptives que nous avons faites avec l'indice synthétique de fécondité ont montré un niveau de fécondité très élevé, de l'ordre de 6 enfants par femme, lorsque la structure du ménage est de type nucléaire (monogame ou polygame). Il est de 5 enfants dans les structures familiales élargies, de 4 enfants environ dans les familles monoparentales simples ou élargies, et proche de 3 enfants dans les ménages sans famille nucléaire. Ces niveaux de la fécondité du moment varient également en fonction du statut matrimonial de la femme et du lien de parenté qu'elle a avec le chef de ménage. Sur la base de ces résultats, nous avons posé l'hypothèse que la nucléarisation des familles et l'appartenance au composant nucléaire, exprimant une meilleure intégration au sein du ménage, entraîne une plus forte fécondité.

Les résultats de l'analyse multiniveau ont permis de confirmer cette hypothèse. Un effet significatif de la structure familiale et des conditions de vie dans le ménage sur la fécondité a été observé aussi bien sur la période des trois dernières années avant l'enquête que sur celle qui s'étend du début de la vie reproductive de la femme jusqu'au moment de l'enquête, après avoir contrôlé les effets d'autres variables explicatives individuelles et collectives. Quatre modèles ont été construits pour cette analyse et ont permis d'estimer des variances à chaque niveau d'observation (individu, ménage, grappe). Pour la fécondité du moment, les résultats de ces modèles montrent que le nombre d'enfants nés vivants au cours des trois dernières années avant l'enquête est le plus élevé dans les familles nucléaires monogames. Cette fécondité du moment subit une baisse lorsque la femme appartient à un ménage d'où sont absents le conjoint et les enfants du chef de ménage, et une baisse, moindre il est vrai, lorsque l'on passe à une famille polygame, nucléaire ou élargie. En revanche, il n'existe aucune relation significative entre le fait de vivre dans une famille monoparentale et la fécondité sur la période des trois dernières années avant l'enquête.

S'agissant de la parité atteinte au moment de l'enquête, le sens de la relation entre la structure du ménage d'une part, et les conditions de vie dans le ménage d'autre part, et le nombre d'enfants nés vivants est identique à celui obtenu avec la fécondité du moment sauf pour la modalité « monoparental

simple » où la fécondité semble augmenter par rapport à la modalité de référence (nucléaire monogame). Les femmes qui vivent dans des ménages dont les conditions de vie sont élevées ou moyennes ont une fécondité plus faible par rapport aux femmes dont le ménage a des conditions de vie précaires. Un aspect important qu'il convient cependant de relever ici est la nature des données sur les individus et les contextes qui pourrait affecter la qualité des résultats et constituer une limite pour l'étude. En effet, la parité atteinte au moment de l'enquête est une variable qui se réalise au cours du temps, donc à des périodes successives où la femme pourrait se trouver dans des conditions différentes de celles observées au moment de l'enquête. C'est le cas par exemple des femmes veuves, séparées ou divorcées qui peuvent avoir passé une grande partie de leur vie dans une structure nucléaire polygame ou monogame, et se retrouver chef de ménage ou dans un ménage d'un type différent au moment de l'enquête parce qu'elles auraient quitté leur mari ou que celui-ci serait décédé. Sur le plan méthodologique, une approche biographique multiniveau avec des données collectées en conséquence apparaît plus appropriée. Elle donnerait sans doute des résultats plus intéressants en permettant de relier dans le temps les stratégies de reproduction des femmes aux situations sociales et économiques auxquelles elles ont été confrontées au cours de leur vie.

En dehors des variables relatives aux conditions de vie dans le ménage, les données n'indiquent pas si le type d'agriculture pratiquée dans la localité ou le fait d'avoir un accès facile aux services modernes de planification familiale ont un effet significatif sur la fécondité en Côte d'Ivoire. Cependant, le niveau de scolarisation des enfants dans la communauté semble avoir un effet significatif réducteur sur les naissances au cours des trois dernières années avant l'enquête et reste sans effet sur la parité atteinte. Ce constat ne révèle sans doute pas toute la complexité des effets de la situation éducative et de l'organisation du programme de planification familiale sur la fécondité dans le pays. C'est pourquoi, malgré le fait que les résultats obtenus dans cette étude n'accréditent pas la thèse d'une baisse de la fécondité due à un accès facile à la planification familiale, nous ne concluons pas que la présence de ces programmes n'a aucun effet sur la fécondité.

Notre analyse met en évidence le lien entre famille nucléaire et forte fécondité : la fécondité est la plus forte dans les familles nucléaires ; ce sont les femmes qui appartiennent, comme épouses ou filles du chef de ménage, à une famille nucléaire qui ont la fécondité la plus élevée, et, toutes choses égales par ailleurs, l'appartenance à une famille nucléaire a un effet d'augmentation de la fécondité, par rapport aux autres types de familles. Deux points complémentaires sont à noter : d'une part, le lien entre nucléarisation et fécondité élevée est plus fort lorsque la famille est monogame, que

lorsqu'elle est polygame ; d'autre part, la coexistence dans un même ménage de plusieurs familles nucléaires a un effet réducteur sur la fécondité. La complexification familiale des ménages semblerait par conséquent avoir sur la fécondité un effet en U inversé : dans un premier temps – la constitution d'un ménage nucléaire – elle accroît la fécondité ; dans un second temps – correspondant à la polynuclérisation du ménage ou à la polygamie du couple – elle la diminue. Mais la validité de cette relation devra être précisée par des analyses ultérieures, d'autant que les données dont nous disposons ne permettent pas réellement d'apprécier l'effet réel de la monoparentalité sur le niveau de la fécondité.

Si la théorie initiale de la famille avait prédit l'avènement d'une famille nucléaire avec peu d'enfants, la situation ivoirienne nous montre que, dans un contexte qui demeure encore relativement favorable à une forte descendance des familles, la nucléarité de la famille (*i.e.* le fait de se trouver dans le cadre d'une famille nucléaire) correspond à une forte fécondité.

Références bibliographiques

- ADJAMAGBO A., 1997, « Les solidarités familiales dans les sociétés d'économie de plantation : le cas de Sassandra en Côte d'Ivoire », in PILON M., LOCOH T., VIGNIKIN E. et VIMARD P. (éd.), *Ménages et familles en Afrique : approches des dynamiques contemporaines*, Les études du CEPED n° 15, 1997, pp. 301-325.
- BENEFO K. et SHULTZ T. P., 1996, « Fertility and child mortality in Côte d'Ivoire and Ghana », *The World Bank economic Review*, volume 10, Number 2, pp. 123-157.
- BONGAARTS et WATKINS S.C., 1996, « Social interactions and Contemporary Fertility Transitions », *Population and Development Review*, vol. 22, n° 4, pp. 639-682.
- BOSERUP E., 1985, « Economic and Demographic Interrelationships in Subsaharian Africa », *Population and Development Review*, vol. 11, n° 3, pp. 391-395.
- CALDWELL J.C., IMMERWAHR et RUZICKA, 1982, *Illustrative Analysis : family structure and fertility*, IIS/WFS, Scientific report n° 39, décembre 82.
- CASTERLINE J.B., 1983, « Community effects on fertility », in CASTERLINE J.B. (éd.), *WFS Seminar on the collection and Analysis of Data on Community and Institutional Factors*, 20-23 June 1983, pp. 65-75.
- COURGEAU D., 1999, « Analyses contextuelles et multiniveaux », in *Démographie : analyse et synthèse. Actes du séminaire de Roma-Napoli-Pozzuoli*, Volume 2, Dipartimento di Scienze Demografiche, Roma, pp. 15-30.
- DAVIS K., 1945, « The World Demographic Transition », *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 237, pp. 1-11.
- DEGRAFF D.S., BILSBORROW R.E. et DUILKEY D.K., 1997, « Community-level determinants of contraceptive use in Philippine: a structural analysis », *Demography*, vol. 34, n° 3, pp. 385-98.
- DIPRETE T.A. et FORRISTAL J.D., 1994, « Multilevel models : Methods and substance », *Annual Review of Sociology*, 20, pp. 331-357.
- ENGRACIA L.T., 1983, « Community effects on contraceptive use in Philippines », in CASTERLINE J.B. (éd.), *WFS Seminar on the collection and Analysis of Data on Community and Institutional Factors*, 20-23 June 1983, pp. 14-30.

- ENTWISLE B., MASON W.M. et HERMALIN A.I., 1986, « The multilevel dependence of contraceptive use on socio-economic development and family planning program strength », *Demography*, vol. 23, Number 2, pp. 199-216.
- FREEDMAN R., GAHNG M.-C. et SUN T.-H., 1982, « Household composition, extended kinship and reproduction in Taiwan : 1973-1980 », *Population Studies*, vol. 36, n° 3, pp. 395-411.
- GOLDSTEIN H., 1995, *Multilevel statistical models*, Kendall's Library of Statistics 3, second Edition, 170 p.
- GRIMM M., GUENARD C. et MESPLE-SOMPS S., 2001, Évolution de la pauvreté urbaine en Côte d'Ivoire : une analyse sur 15 ans d'enquête auprès des ménages, Document de travail DT/2001/14, DIAL, 41 p.
- GUILKEY D.K. et JAYNE S., 1997, « Fertility transition in Zimbabwe : determinants of contraceptive use and method choice », *Population Studies*, Vol 51, 2, pp. 173-189.
- HERMALIN A.I., 1985, « Integrating Individual and community Data in the Study of contraceptive Behaviour », in Casterline J.B. (éd.), *WFS Seminar on the collection and Analysis of Data on Community and Institutional Factors*, 20-23 june 1983, pp. 115-122.
- HOX J.J., 1995, *Applied multilevel analysis*, TT-Pblikaties, Amsterdam, 1995, 115 p.
- NAG M., 1965, « Family type and fertility », *Proceedings, World Population Conference*, 1965, United Nations, pp. 160-163.
- KALAM E.M.N ET KHAN H.T.A., 1996, *Modeling contraceptive prevalence in Bangladesh : A hierarchical Approach*, Asian metacentre research paper series, n° 5, 24 p.
- KREFT I. et DE LEEUW J., 1998, *Introducing multilevel modeling*, Sage publication, London, 149 p.
- 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.
- NGUYEN M. et NGUYEN A., 2002, « Acceptability and use of contraceptives in Vietnam », *International Family Planning Perspectives*, 28 (4), pp. 214-219.
- NOTESTEIN F.W., 1945, « Population : The long view », in SCHULTZ T.W. (éd.), *Foods of the world*, Chicago university press, Chicago, pp. 36-57.
- NOTESTEIN F.W., 1953, « The economic of population and food supply. Economic problems of population changes », in *Proceeding of the 8th International Conference of Agricultural Economists*, Oxford University Press, London, pp. 13-31
- PARSONS T., 1937, *The structure of social action*, New York, 1937.
- PARSONS T., 1955, « The Kinship System of the Contemporary United States », in BOURRICAUD F. (éd.), *Éléments pour une sociologie de l'action*, Plon, Paris.
- RODRIGUEZ G., 1981, « Household Structure and Fertility : Some Evidence from World Fertility Survey », communication au séminaire Family Types and Fertility in Less Developed Countries (Sao Paulo, 5-8 août 1981), UIESP-ABEP
- RYDER J.W., 1976, « Interrelations Between Family Structure and Fertility in Yucatan », *Human Biology*, 1976, n° 1, pp. 93-100.
- SNIJDERS T.A.B. et BOSKER R.J., 1999, *Multilevel Analysis. An introduction to basic and advanced multilevel modeling*, Sage Publications, London, Thousand Oaks, New delhi. 260 p.
- SCHOUMAKER B., 2001, Une analyse multi-niveaux dynamique de la fécondité légitime au Maroc rural, Communication au XXIV^e Congrès général de population, UIESP, Salvador (Brésil), 18-24 Août 2001, 25 p.
- VIMARD P., 1997, Transitions démographique et familiale. Des théories de la modernisation aux modèles de crise, Documents de recherche n° 3, ETS, ORSTOM, Paris, 1997, 31 p.

VIMARD P., FASSASSI R. et TALNAN E., 2001, « Le début de la transition de la fécondité en Afrique subsaharienne : un bilan autour des exemples du Kenya, du Ghana et de la Côte d'Ivoire », Communication au XXIV^e congrès de l'UIESP, Salvador, Brésil, 18-24 Août 2001.

Annexe

Construction des indicateurs socio-économiques

À l'échelle du ménage et de la communauté

Grâce à la technique de classification sur facteurs, nous avons procédé à une identification et un regroupement de ménages et de localités ayant des caractéristiques similaires au regard des variables que nous avons utilisées. Dans son principe, cette analyse part d'individus isolés formant une partition de l'ensemble de la population et cherche à les rassembler en regroupant ceux qui sont le plus proches (au sens de la distance euclidienne) de manière à obtenir une nouvelle partition. Sur la base de cette technique, nous avons construit un indicateur composite de niveau de vie du ménage à partir de caractères tels que le mode d'éclairage dans le logement, le principal mode d'approvisionnement en eau, les caractéristiques de l'habitat, la possession de certains biens tels que la radio, la télé, le frigo, la voiture, la moto, le vélo, etc. Cette approche a permis de distinguer trois catégories de femmes selon qu'elles appartiennent à un ménage dont le standing de vie est élevé, moyen ou bas.

La première catégorie (44,5 %) regroupe les ménages dont le niveau de vie est qualifié de « bas ». Ils résident pour la plupart dans des maisons dont le plancher est fait de terre et de bambou, leur accès à l'électricité et à l'eau potable est très difficile et ils sont le plus souvent obligés de recourir à des lampes tempêtes et au puits. Ils sont pratiquement dépourvus de tout équipement électroménager et tout moyen de transport et leurs toilettes se situent en général en brousse. Nous les qualifions de ménages. Dans le deuxième groupe (44,5 %), dont le niveau de vie peut être qualifié de « moyen », presque tous les ménages disposent d'une latrine ou d'une chasse eau collective pour les toilettes et les maisons sont généralement faites en ciment. En revanche,, même si la moitié d'entre eux possèdent une radio, on y trouve rarement un vélo, une voiture, une mobylette, une télévision, un frigidaire et la plupart d'entre eux vont au puits pour s'approvisionner en eau potable. Dans le troisième groupe (11 %), dont le niveau de vie est qualifié « d'élevé », presque tous les ménages disposent de l'électricité, de l'eau potable avec un robinet à la maison. Le plancher est fait de tuiles ou de carreaux. Même si la possession d'un moyen quelconque de transport n'est

pas une caractéristique générale, chacun d'entre eux dispose d'au moins un frigidaire et une télévision, et la plupart des membres ont recours à une chasse d'eau personnelle pour leurs toilettes.

En raison du nombre élevé de variables décrivant le contexte socio-économique local et des problèmes de multicollinéarité qui pourraient en résulter, nous avons utilisé à nouveau la technique de classification sur facteurs pour construire un indicateur composite de niveau de développement socio-économique communautaire. Cet indicateur est basé sur la présence d'un certain nombre d'infrastructures sociales et économiques dans la localité ou la région de résidence de la femme au moment de l'enquête.

Mesure de l'accessibilité des populations aux services de planification familiale

Notre variable contextuelle décrivant les conditions d'accès des femmes aux services de planification familiale a été construite sur la base des variables suivantes : présence d'un agent ou d'un animateur de planification familiale, existence d'une campagne de planification familiale ou d'un centre de santé délivrant des services de planification familiale dans la zone de résidence de la femme au moment de l'enquête et les conditions pour y accéder. Toutes ces variables ont été transformées en variables dichotomiques prenant la valeur 1 si le service en question existe dans la localité et 0 dans le cas contraire. L'indice composite d'accessibilité aux méthodes de planification familiale a été alors construit en faisant la somme de ces quatre variables indicatrices. Il permet ainsi de classer les communautés selon qu'elles n'ont aucun accès à ces services, ou qu'elles y ont accès mais très difficilement, difficilement, facilement ou très facilement. Sur la base de cette classification, 15,8 % des femmes de notre échantillon déduit de l'enquête démographique et de santé de 1994 n'ont aucun accès aux services de planification familiale, 40,7 % ont un accès très difficile, 24,9 % ont un accès difficile, 12,3 % ont un accès facile et 6,3 % ont un accès très facile.

Méthodes d'analyse

Dans une approche linéaire multiniveau, la forme générale d'un modèle à effets aléatoires (random-effects multilevel model) comportant trois niveaux d'analyse et plusieurs variables explicatives individuelles ou contextuelles est la suivante :

$$Y_{ijk} = (\beta_0 + \sum \beta_{hxhijk}) + (\mu_{0jk} + v_{0k} + e_{ijk}); \quad h = 1, 2, 3, \dots, P \quad (1)$$

$$\text{avec } v_{0k} \sim N(0, \sigma_{v_0}^2), \mu_{0jk} \sim N(0, \sigma_{\mu_0}^2), e_{ijk} \sim N(0, \sigma_0^2)$$

où y_{ijk} est le nombre d'enfants nés vivants au moment de l'enquête par la femme i appartenant au ménage j , situé à son tour dans la grappe de sondage k . P est le nombre de variables explicatives, X_{hijk} est la valeur de la variable explicative individuelle ou collective h ($1 \leq h \leq P$), β_0 est la constante du modèle (valeur moyenne des coefficients β_{0jk}) et $\beta_0 + \mu_{0jk} + v_k$ exprime la variabilité entre contextes (et non entre individus d'un même contexte) de la valeur de la variable dépendante (le nombre de naissances vivantes par exemple) (estimée par la variance de μ_{0jk} ou v_k) tandis que β_h est le coefficient de la variable explicative individuelle X_h . Il rend compte de l'effet de la variable explicative (individuelle ou collective) sur le comportement étudié ; μ_{0jk} et v_k sont des termes d'erreur au niveau contextuel (résidus contextuels) considérés comme des variables aléatoires ayant une distribution normale de moyenne nulle et dont la variance est respectivement égale à σ_{u0}^2 et σ_{v0}^2 . Ils représentent la déviation du contexte j par rapport à la moyenne (β_0), et la part de la variabilité de Y due à un effet de groupe non expliqué par le modèle ou l'erreur que l'on commet en ne prenant pas en compte toutes les variables relatives au niveau contextuel dans la variation de Y ; c'est aussi la covariance entre deux individus pris dans un même contexte ; e_{ijk} est le terme d'erreur au niveau individuel de moyenne nulle et de variance σ_0^2 . La variance résiduelle totale est donc égale à la somme des variances résiduelles contextuelle (σ_{u0}^2 et σ_{v0}^2) et individuelle (σ_0^2). Un coefficient de corrélation intra-contexte peut être calculé à chaque niveau d'analyse (grappe, ménage par exemple) en rapportant la variance contextuelle à la variance totale. Au niveau de la grappe, cela correspond à la formule :

$$\rho = \frac{\sigma_{u0}^2}{(\sigma_{v0}^2 + \sigma_{u0}^2 + \sigma_0^2)} \quad (2)$$

Ce coefficient rend compte de la variabilité du comportement observé entre les individus à l'intérieur d'une même grappe. Il mesure le degré d'homogénéité de la population dans ce contexte du point de vue du comportement étudié. C'est aussi la part de la variabilité totale du comportement individuel due aux différences contextuelles (Goldstein, 1995 ; Snijders et al., 1999 ; Kreft et De Leeuw, 1998). Le fait que ce coefficient soit différent de zéro justifie la pertinence d'une approche multiniveau par rapport à une approche classique.

Dans le modèle de Poisson, la probabilité notée λ_{ijk} est en général proportionnelle à la longueur de la période. Une extension multiniveau des modèles linéaires aux modèles de Poisson sur la fécondité des trois dernières années avant l'enquête est possible si l'on considère comme variable dépen-

dante le logarithme népérien du nombre de naissances au cours de cette période. Ce qui donne une équation de la forme :

$$\text{Log}(\lambda_{ijk}) = (\beta_0 + \sum \beta_h X_{hijk}) + (v_{0k} + \mu_{0jk}), \quad h = 1, 2, 3, \dots, P$$

(3)

$$v_{0k} \sim N(0, \sigma_v^2); \quad \mu_{0jk} \sim N(0, \sigma_\mu^2), \quad e_{ijk} \sim N(0, \sigma_e^2),$$

où Log désigne le logarithme népérien à base e et λ_{ijk} le nombre de naissances survenues au cours des trois dernières années avant l'enquête chez la femme i appartenant au ménage j, lui même considéré dans la grappe k.

Talnan E., Vimard Patrice (2005)

Structure familiale, conditions de vie des ménages et fécondité en Côte d'Ivoire

In : Vignikin K. (dir.), Vimard Patrice (dir.). *Familles au Nord, familles au Sud*

Louvain-La-Neuve : Academia Bruylant, p. 329-359

ISBN 2-87209-798-8