

IUSSP General Population Conference

SALVADOR, BRESIL, 18-24 AOUT 2001

SEANCE 29 : ANALYSE DEMOGRAPHIQUE SPATIALE

**UNE ANALYSE MULTI-NIVEAUX DYNAMIQUE DE LA FECONDITE LEGITIME AU
MAROC RURAL**

Bruno Schoumaker

Institut de démographie
Université catholique de Louvain
Place Montesquieu, 1-17
B-1348 Louvain-la-Neuve
Belgium
Email : schoumaker@demo.ucl.ac.be

Juin 2001

1. INTRODUCTION ET QUESTIONS GENERALES

L'importance de tenir compte simultanément de caractéristiques contextuelles et individuelles dans l'explication des comportements démographiques a été exprimée par de nombreux auteurs au cours de ces vingt dernières années. Dans le domaine de la fécondité en particulier, plusieurs synthèses ont identifié les gains et limites potentiels d'une approche contextuelle, qui deviendra plus tard "multi-niveaux"¹. Au début des années 1970, Freedman (1974), dans un document intitulé "Community-Level Data in Fertility Surveys", présente l'intérêt de collecter des données sur les communautés locales pour l'explication des comportements démographiques. Ses recommandations serviront de base aux questionnaires communautaires des enquêtes du programme d'enquêtes mondiales de fécondité (EMF). Dix ans plus tard, un séminaire organisé dans le cadre de ce même programme synthétisait les résultats des travaux d'analyse contextuelle de la fécondité. Des résultats assez décevants aux yeux de certains auteurs, Casterline (1985, p.73) soulignant par exemple qu'en "totalisant les effets significatifs, on se retrouve pratiquement les mains vides". Ces résultats empiriques contrastaient avec l'importance théorique des influences sur la fécondité de caractéristiques institutionnelles, économiques, démographiques et sanitaires du contexte local, exposée à la même époque par des auteurs tels que McNicoll (1984), Potter (1983) et Bulatao (1984), et un peu plus tard par Bilsborrow et Guilkey (1987) et Smith (1989). Ces résultats décevants ont été attribués à plusieurs facteurs tels que la faiblesse de la conceptualisation (Casterline, 1987), la mauvaise spécification des modèles (Bilsborrow et Guilkey, 1987), la mauvaise qualité des données,...

Quinze ans plus tard, de nombreux travaux se sont accumulés et on n'a plus vraiment l'impression de se retrouver les mains vides. Une synthèse des travaux des vingt dernières années (Schoumaker, 1999) met en effet en évidence un nombre important d'effets contextuels significatifs, même si des problèmes persistent. Ces problèmes ont été récemment synthétisés par DeGraff et al. (1997) dans le contexte des déterminants de la pratique contraceptive, mais s'appliquent plus généralement aux déterminants de la fécondité. Nous en résumons les principaux éléments :

- (1) Le premier problème soulevé fait référence au manque de cadres analytiques appropriés reliant les facteurs contextuels aux décisions individuelles, avec pour conséquence des modèles statistiques dans lesquels des variables contextuelles sont simplement ajoutées aux variables individuelles. Plusieurs auteurs ont toutefois récemment adopté des méthodes dites "multi-équations" (Bertrand et al., 1996), permettant de mieux définir les "chemins" par lesquels les facteurs contextuels influencent la fécondité, et de mesurer leurs effets de manière plus appropriée (DeGraff et al., 1997; Guilkey et Jayne, 1997).

¹ Nous utilisons le terme d'approche (ou analyse) contextuelle en référence aux méthodes d'analyse statistique incluant des variables explicatives individuelles et contextuelles dans l'explication de comportements individuels. Le terme d'analyse multi-niveaux fait référence, dans cette communication, aux analyses contextuelles réalisées avec des modèles statistiques multi-niveaux.

- (2) Un second problème soulevé par ces auteurs est l'importance disproportionnée accordée aux services de planification familiale comme variables explicatives contextuelles, et le manque d'intérêt porté aux autres facteurs contextuels comme la mortalité, les caractéristiques du marché du travail, les relations sociales au sein des communautés. Cette critique vaut également pour la variable dépendante, qui reste le plus souvent la pratique contraceptive (Schoumaker, 1999). En revanche, la fécondité et ses autres variables intermédiaires (âge au mariage, allaitement) sont relativement négligées.
- (3) Un troisième problème important identifié par DeGraff et al. (1997), qui n'a reçu d'attention que relativement récemment, concerne le caractère inapproprié du cadre temporel tant pour la variable dépendante que pour les variables explicatives individuelles et contextuelles. Jusqu'à récemment, la plupart des analyses contextuelles de la fécondité considéraient comme variable dépendante une mesure cumulée de la fécondité (parité, DRAT,...), c'est-à-dire une mesure de comportements passés, mise en relation avec des variables explicatives mesurées au moment de l'enquête. C'est clairement "illogique" et peu satisfaisant au niveau de l'interprétation des influences contextuelles. DeGraff et al. (1997) recommandent de mettre en relation les comportements récents aux conditions contextuelles récentes ou antérieures. Des modèles dynamiques permettant d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps sont a priori également plus pertinents.
- (4) Un autre problème important des analyses contextuelles est la possibilité de biais provenant du caractère endogène de certains facteurs contextuels. Ce problème est lié à la nature non-expérimentale des données et a été essentiellement discuté en référence à l'influence des services de planification familiale sur l'utilisation de la contraception (Angeles et al., 1998). En deux mots, il provient du fait que l'implantation des services de planification familiale dans les communautés n'est pas aléatoire. Si les choix d'implantation sont liés au comportement étudié, par exemple si les services de planification familiale sont prioritairement implantés dans les contextes où la demande pour la contraception est élevée, l'effet de ces services sur la pratique contraceptive risque d'être surestimé dans une analyse transversale. Ce problème concerne d'une manière générale les variables contextuelles "manipulables" telles que la présence d'infrastructures (services de santé, écoles, électrification,...) ou l'existence de politiques de population au niveau local comme en Chine (Short et Feng, 2001). Dans le même ordre d'idées, des effets de sélection peuvent biaiser les estimations d'effets contextuels, si les individus sélectionnent leur contexte de résidence en fonction de caractéristiques contextuelles corrélées aux comportements étudiés².
- (5) Cinquième problème, l'analyse d'influences contextuelles sur les comportements individuels repose sur des données hiérarchiques, c'est-à-dire des données dans lesquelles les individus sont "regroupés" selon leur contexte de résidence. Le problème des données hiérarchiques tient au fait que les individus provenant des mêmes contextes (les grappes de sondage) "se ressemblent" en moyenne plus que des individus de grappes différentes.

² Les biais possibles provenant d'effets sélection sont toutefois généralement considérés comme moins sévères que les biais associés au caractère non-aléatoire de l'implantation des services de planification familiale.

En d'autres termes, les observations ne sont pas indépendantes, ce qui conduit à sous-estimer les écarts-types des coefficients de régression avec les méthodes classiques, et à accepter comme significatifs des coefficients qui ne le sont pas (Angeles et Mroz, 2001). A la base, ces données ne sont en fait pas différentes de celles utilisées pour les analyses individuelles : elles proviennent le plus souvent des enquêtes démographiques et de santé (EDS). Ce qui les rend plus problématiques dans les analyses contextuelles est le fait que la sous-estimation des écarts-types est fonction de l'homogénéité des variables explicatives au sein des contextes. La sous-estimation des écarts-types sera donc plus importante pour les variables contextuelles, dont l'homogénéité au sein des contextes est maximale. Les méthodes multi-niveaux sont l'une des solutions possibles à ce problème.

Des travaux récents ont abordé plusieurs de ces problèmes dans l'explication des comportements de fécondité. Les méthodes multi-niveaux sont par exemple de plus en plus courantes (Diamond et Guilkey, 1997; Escobar, 1999), des méthodes d'analyse de données longitudinales font également leur apparition dans l'étude des déterminants contextuels de la fécondité (Kravdal, 2000), notamment pour tenir compte des problèmes d'endogénéité du placement des services de planification familiale (Angeles et al., 1998).

Dans cette communication, nous proposons une analyse des déterminants individuels et contextuels de la fécondité au Maroc rural qui vise également à tenir compte de plusieurs des problèmes discutés ci-dessus. Nous proposons une adaptation d'un modèle de fécondité légitime permettant d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps (point 3) et qui tient également compte de la nature hiérarchique des données (point 5). Nous incluons par ailleurs des facteurs contextuels plus diversifiés que la seule influence des services de planification familiale (point 2). Enfin, le modèle utilisé permet d'obtenir des paramètres facilement interprétables d'un point de vue démographique.

2. CONTEXTE ET DONNEES

Ce travail porte sur les déterminants individuels et contextuels de la fécondité légitime au Maroc rural au cours des années 1980. La fécondité générale a connu une baisse très importante au Maroc depuis les années 1970, passant d'environ 6 enfants par femmes à la fin des années 1970 (Ministère de la Santé Publique, 1984) à 3 enfants à la fin des années 1990 (Azemat et Ahmed, 1999). En milieu rural, la baisse est plus récente, datant du début des années 1980. De plus de 7 enfants par femmes à la fin des années 1970, elle est aujourd'hui passée en milieu rural à environ 4 enfants par femmes. A la fin des années 1980, elle était de 5,5 enfants par femme. La baisse de fécondité générale au cours des années 1980, période qui nous intéresse ici, résulte environ pour moitié de l'augmentation de l'âge au mariage et pour moitié de la baisse de la fécondité légitime. Etant donné qu'elle a touché différemment les communautés, elle se traduit par une hétérogénéité contextuelle importante de la fécondité dans les années 1980.

Cette baisse de fécondité s'inscrit dans un contexte de disponibilité croissante de la contraception résultant notamment de la mise en œuvre d'un important programme de planification familiale, dont les "visites à domicile de motivation systématique" (VDMS) développées dans les années 1980 (Population Reference Bureau, 1994). Elle se produit

également dans un contexte de mortalité en forte baisse depuis les années 1960 (Tabutin, 1993). Paradoxalement toutefois, ces importants changements de fécondité ont eu lieu, du moins en milieu rural, sans que l'alphabétisation des femmes ne soit sensiblement améliorée³, conduisant certains auteurs à parler "d'énigme" à propos de la transition de fécondité au Maroc rural (Courbage, 1995).

Dans cette communication, nous nous intéresserons prioritairement à ces trois éléments comme facteurs explicatifs des comportements de fécondité : (1) les services de planification familiale, (2) la mortalité des enfants et (3) l'instruction des femmes et les inégalités entre hommes et femmes en matière d'instruction. Les variables prises en compte feront référence aux niveaux individuel et contextuel. L'approche adoptée ici, bien qu'elle inclue des variables explicatives qui changent au cours du temps, cherche davantage à expliquer l'hétérogénéité contextuelle des niveaux de fécondité au cours des années 1980 que les changements de fécondité.

2.1 Données

Les données individuelles proviennent de l'Enquête Nationale sur la Population et la Santé (ENPS-II), réalisée en 1992 dans le cadre du programme d'enquêtes démographiques et de santé. Il s'agit d'une enquête nationale représentative, réalisée auprès de 6577 ménages et 9256 femmes de 15-49 ans, dont 4706 femmes en milieu rural. De l'échantillon total de 9256 femmes de 15-49 ans au moment de l'enquête, nous restreignons les analyses à un sous-échantillon de 2254 femmes mariées depuis au moins un an et toujours dans leur premier mariage, vivant au Maroc rural au moment de l'enquête, en excluant les visiteuses et les femmes d'une grappe pour laquelle nous ne disposons pas de données. Le fait de limiter l'échantillon aux femmes dans leur premier mariage se justifie pour plusieurs raisons, les principales étant que ces femmes ont été a priori exposées au risque de grossesse pendant toute la période depuis leur premier mariage, et que l'on peut également inclure des caractéristiques du mari ou du couple comme variables explicatives⁴. Les observations relatives à ces 2254 femmes sont recodées en 17458 personnes-années (cf. point 3.2, page 7).

Les communautés locales sont ici les 74 grappes de sondage dans lesquels les femmes vivaient au moment de l'enquête et les communes rurales dans lesquelles se situent ces grappes de sondage. Les grappes de sondage correspondent en gros aux douars (villages), qui sont les unités socio-spatiales de base de la population rurale marocaine (Sedjari, 1981). Le Maroc comptait environ 31 000 douars en 1982, avec en moyenne 370 habitants par douar (Direction de la statistique, 1983). La taille des douars peut toutefois varier sensiblement, certains comptant quelques dizaines d'habitants, d'autres plusieurs milliers, et certains peuvent

³ Au recensement de 1982, à peine 5 % des femmes de plus de 10 ans en milieu rural étaient alphabétisées, et cette proportion n'était que de 11 % au recensement de 1994 (Lfarakh, 2000).

⁴ Une autre justification tient au fait que les femmes mariées plus d'une fois ont souvent migré au moment de leurs mariages subséquents, ce qui signifie qu'à la date de l'enquête, elles ne vivent généralement pas au même endroit que lors de leur premier mariage. Compte tenu du fait que nous ne retenons que les observations relatives aux années passées dans le lieu de résidence au moment de l'enquête (point discuté ultérieurement), une part importante des femmes qui ne sont plus dans leur premier mariage ne seraient donc de toutes façons pas reprises dans le fichier de données.

être très dispersés. La correspondance entre la grappe de sondage et le douar n'est donc que relativement grossière. La commune rurale est la plus petite division administrative au Maroc et comprend en moyenne environ 40 douars⁵.

Les données contextuelles utilisées proviennent de trois sources : le questionnaire communautaire de l'ENPS-II, des données individuelles des enquêtes ENPS de 1987 et 1992 dont nous avons calculé les moyennes au niveau des grappes de sondage, et le recensement de la population de 1982. Les données des deux premières sources font référence aux grappes de sondage, et les données du recensement font référence aux communes rurales.

3. METHODOLOGIE GENERALE : UNE ADAPTATION DU MODELE DE RODRIGUEZ-CLELAND

Nous décrivons ici le modèle statistique de base utilisé, qui est une adaptation du modèle de Rodriguez-Cleland (1988). Les modifications que nous y apportons consistent à (1) organiser le fichier de données sous forme de personnes-périodes, permettant ainsi notamment d'inclure des variables explicatives qui changent au cours du temps, et (2) considérer que les paramètres du modèle varient entre contextes, tenant compte de cette manière de la nature multi-niveaux des données.

3.1 Le modèle de Rodriguez-Cleland

Le modèle que nous utilisons est basé sur un modèle de fécondité légitime proposé par Rodriguez et Cleland dans une étude comparative sur l'effet de l'instruction sur la fécondité dans les pays en développement (Cleland et Rodriguez, 1988; Rodriguez et Cleland, 1988). Il est lui-même une version simplifiée d'un modèle initialement proposé par Page (1977). Alors que le modèle de Page était essentiellement descriptif, le modèle de Rodriguez-Cleland est un modèle de régression qui permet donc d'inclure des variables explicatives.

L'idée de base de ce modèle est qu'en l'absence de contrôle délibéré de la fécondité légitime, celle-ci suit un schéma de fécondité naturelle. Le contrôle de la fécondité, selon ce modèle, se traduit par des taux de fécondité par âge et durée de mariage qui s'écartent du schéma de fécondité naturelle en fonction croissante de la durée de mariage de la manière suivante :

$$f(a, d) = q \cdot n(a) \cdot \exp(\beta \cdot d) \quad \text{Eq. 1}$$

où $f(a, d)$ est le taux de fécondité légitime à l'âge a et la durée de mariage d , $n(a)$ est le taux de fécondité naturelle à l'âge a , q est un paramètre qui mesure le niveau de la fécondité naturelle, et β est un paramètre mesurant l'écart de la fécondité légitime par rapport à la fécondité naturelle en fonction de la durée de mariage.

Comme l'ont montré Rodriguez et Cleland (1988), ce modèle peut être reformulé et estimé par régression de Poisson, avec la durée d'exposition et les taux de fécondité naturelle "absorbés" dans un offset⁶. En supposant que le nombre de naissances au cours d'une période donnée (à l'âge a et la durée de mariage d) suit une loi de Poisson de moyenne μ_i égale au produit d'une

⁵ Nous nous basons ici sur le découpage communal utilisé au recensement de 1982, soit avant redéfinition des limites communales en 1992.

⁶ Variable dont le coefficient est fixé à l'unité.

durée d'exposition $t_i(a,d)$ et d'un taux de fécondité légitime $f_i(a,d)$, le modèle s'écrit de la manière suivante :

$$\mathbf{m}_i = t_i(a,d).f_i(a,d) \quad \text{Eq. 2}$$

En remplaçant le taux de fécondité de cette équation (Eq. 2) par le modèle de l'équation (Eq. 1), on obtient :

$$\mathbf{m}_i = t_i(a,d).\mathbf{q}.n(a_i).\exp(\mathbf{b}.d_i) \quad \text{Eq. 3}$$

Et en prenant le logarithme de chaque coté de l'équation, on a l'équation suivante :

$$\ln(\mathbf{m}_i) = \ln[t_i(a,d)] + \ln[n(a_i)] + \mathbf{a} + \mathbf{b}.d_i \quad \text{Eq. 4}$$

Où α est égal au logarithme de θ . La partie droite de l'équation contient un offset égal à la somme du logarithme de la durée d'exposition et du logarithme du taux de fécondité naturelle à l'âge a . Le reste de l'équation est une fonction linéaire de la durée de mariage.

Selon ce modèle, les taux de fécondité légitime peuvent donc être résumés par seulement deux paramètres. Le premier (α) est un paramètre de niveau de fécondité naturelle et est interprété par Rodriguez et Cleland comme une composante d'espacement. Le second (β) mesure l'écart entre les taux de fécondité légitime et la fécondité naturelle en fonction de la durée de mariage, et peut s'interpréter comme un paramètre de contrôle de la fécondité. Ce modèle donc est intéressant pour au moins deux raisons : (1) il est très parcimonieux, puisque seulement deux paramètres sont nécessaires pour modéliser les taux de fécondité, et (2) les deux paramètres ont, *a priori*, une interprétation simple et intéressante en termes démographiques. Ces deux propriétés rendent ce modèle particulièrement attractif pour une analyse multi-niveaux, étant donné que l'hétérogénéité entre contextes peut être modélisée en permettant aux seuls paramètres d'espacement et de contrôle de varier entre contextes, par l'introduction de termes aléatoires au niveau contextuel.

Rodriguez et Cleland (1988) ont montré que ce modèle s'ajustait très bien aux données des enquêtes de fécondité de la plupart des 38 pays inclus dans leur étude. Ils ont également montré que des variables explicatives pouvaient facilement être intégrées dans ce modèle et l'ont utilisé pour estimer l'effet de l'instruction sur la fécondité dans ces pays (Cleland et Rodriguez, 1988). Les variables explicatives (par exemple la variable x , Eq. 5) peuvent avoir des effets directs (influence sur l'espacement) et des effets interactifs avec la durée de mariage (influences sur le contrôle) :

$$\ln(\mathbf{m}_i) = \ln[t_i(a,d)] + \ln[n(a_i)] + \mathbf{a} + \mathbf{d}_1.x_i + \mathbf{b}.d_i + \mathbf{d}_2.x_i.d_i \quad \text{Eq. 5}$$

Dans ce modèle, le coefficient d_1 mesure l'effet de la variable x sur l'espacement des naissances, et le coefficient d_2 mesure son effet sur le contrôle de la fécondité (interaction entre durée de mariage et l'instruction). Dans les modèles estimés dans cette communication, les variables sont pratiquement toutes prises en compte sous forme d'interaction avec la durée de mariage, mesurant donc des effets sur le contrôle de la fécondité.

3.2 L'adaptation du modèle

Nous apportons ici deux modifications au modèle original. La première concerne l'organisation des données sous forme de personnes-périodes. La seconde consiste en une extension multi-niveaux du modèle, c'est-à-dire la prise en compte de paramètres aléatoires.

L'organisation des données sous forme de personnes-périodes

A l'origine, le modèle a été appliqué sur des données organisées de manière classique : soit des données groupées, soit des données individuelles où chaque femme constitue une observation, caractérisée par une variable dépendante (le nombre de naissances au cours d'une période récente), un offset (la somme du logarithme de la fécondité naturelle et de la durée d'exposition au risque), et un ensemble de variables explicatives. Nous adoptons ici une organisation des données sous forme de personnes-périodes, qui a au moins trois intérêts : (1) elle permet de travailler facilement sur des périodes de n'importe quelle durée, par exemple une période de dix ans au lieu de la période conventionnelle de cinq ans; (2) elle permet d'intégrer facilement des variables explicatives qui changent au cours du temps. Ceci est particulièrement intéressant pour inclure des variables contextuelles telles que la disponibilité de services de planification familiale; et (3) elle donne la possibilité de ne retenir des observations que pour une partie de la période décennale. Par exemple, les femmes qui immigreront dans le contexte au cours de la période ne seront retenues qu'à partir de ce moment dans le jeu de données⁷.

L'organisation de données sous forme de personnes-périodes est classique dans l'estimation des modèles biographiques en temps discret. Elle consiste à remplacer chaque observation individuelle par un ensemble d'observations relatives à des "segments" (périodes de temps) entre le moment où l'individu commence à être soumis au risque de connaître l'événement et le moment de l'événement ou de la sortie d'observation. Techniquement, le principe utilisé ici est fort semblable. Il consiste à compter le nombre d'événements (naissances) au cours de périodes annuelles entre le début et la fin de la période d'observation. Le début de l'observation est défini soit comme l'année 1982, soit comme l'année suivant l'année de premier mariage de la femme⁸, soit comme l'année suivant l'année d'arrivée dans la localité. Chaque année vécue depuis 1982 par une femme en union et dans le lieu de résidence enregistré au moment de l'enquête constitue donc une observation dans le fichier de données (voir Tableau 1). Par exemple, une femme mariée avant 1982 qui est restée dans la même localité au cours des 10 années sera représentée par dix observations annuelles (première femme du Tableau 1). Une femme mariée en 1987 (deuxième femme) contribuera au fichier de données par quatre observations, de 1988 à 1991⁹. Une femme mariée en 1981 mais qui arrive en 1987 dans la localité sera représentée également par quatre observations, de 1988 à 1991 (troisième femme). Etant donné que l'on ne garde que les observations pour lesquelles

⁷ L'intérêt de cette manière de procéder est que les variables contextuelles font effectivement référence aux périodes au cours desquelles les femmes habitaient déjà dans le lieu de résidence enregistré au moment de l'enquête.

⁸ En fin de première année, toutes les femmes sont donc mariées depuis au moins un an.

⁹ Les femmes ne sont incluses que si, à la fin de chaque période annuelle, elles étaient mariées depuis au moins un an. On exclut donc l'année au cours de laquelle a lieu le mariage.

la durée de mariage est supérieure ou égale à une année, la durée d'exposition pour chaque observation est d'une année et son logarithme est égal à zéro pour toutes les observations. L'offset dans ces modèles est donc simplement égal au logarithme de la fécondité naturelle à l'âge correspondant¹⁰.

Tableau 1 : Illustration de l'organisation du fichier de données personnes-périodes

Grappe (j)	Femme (i)	Année (t)	Naissances	Durée de mariage	Age	Fécondité naturelle	Nombre de services de PF	Un enfant déjà décédé
1	1	1982	1	13	28	0,435	0	0
1	1	1983	0	14	29	0,428	0	0
1	1	1984	0	15	30	0,420	0	0
1	1	1985	1	16	31	0,410	0	0
1	1	1986	0	17	32	0,400	1	1
1	1	1987	1	18	33	0,389	1	1
1	1	1988	0	19	34	0,375	1	1
1	1	1989	0	20	35	0,360	1	1
1	1	1990	0	21	36	0,343	2	1
1	1	1991	0	22	37	0,325	2	1
1	2	1988	1	1	17	0,421	1	0
1	2	1989	1	2	18	0,460	1	0
1	2	1990	0	3	19	0,475	2	0
1	2	1991	0	4	20	0,477	2	0
1	3	1988	0	7	26	0,449	1	0
1	3	1989	0	8	27	0,442	1	0
1	3	1990	1	9	28	0,435	2	0
1	3	1991	0	10	29	0,428	2	0

Au total le fichier de données comprend 17 458 personnes-années, pour 2254 femmes, soit environ 8 années par femme en moyenne. Notons ici que l'organisation des données sous forme de personnes-périodes ne se traduit pas par un gonflement artificiel de la taille d'échantillon. L'idée essentielle est que le nombre de personnes-années est identique que l'on travaille sur des données groupées, individuelles ou organisées en personnes-périodes. Cette approche ne conduit donc pas à une sous-estimation des écarts-types des coefficients de régression.

Extension multi-niveaux du modèle

On peut facilement étendre le modèle de Rodriguez-Cleland en un modèle multi-niveaux. Le principe consiste à considérer que le paramètre d'espacement (α) et le paramètre de contrôle (β) varient entre contextes et suivent une distribution normale bivariable¹¹.

$$\ln(m_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + \mathbf{a} + u_{0j} + (\mathbf{b} + u_{1j}) \cdot d_{ij} \quad \text{Eq. 6}$$

¹⁰ Le schéma des taux de fécondité naturelle utilisé ici est extrait de l'article de Coale et Trussell (1974).

¹¹ Les indices i représentent ici les individus, les indices j les contextes et les indices t les années. La durée d'exposition a été exclue de l'équation étant donné qu'elle est égale à un an pour toutes les observations.

$$\begin{pmatrix} u_{0j} \\ u_{1j} \end{pmatrix} \sim N \left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \mathbf{s}_{u0}^2 & \\ \mathbf{s}_{u01} & \mathbf{s}_{u1}^2 \end{pmatrix} \right]$$

Où \mathbf{s}_{u0}^2 est la variance du paramètre d'espacement, \mathbf{s}_{u1}^2 est la variance du paramètre de contrôle, et \mathbf{s}_{u01} est la covariance entre ces deux paramètres. Les intérêts du modèle multi-niveaux sont multiples (Diamond et Guilkey, 1997; Snijders et Bosker, 1999) : ils estiment des écarts-types des coefficients de régressions tenant compte de la corrélation des observations au sein des contextes, ils fournissent des résidus contextuels permettant des analyses exploratoires, et ils donnent également une variance contextuelle, qui peut servir au calcul de R^2 au niveau contextuel.

Un tel modèle de régression de Poisson multi-niveaux peut être estimé par différents logiciels tels que MLWin ou SAS. Nous utilisons ici le logiciel MIXPREG (Hedeker, 1999), développé pour l'estimation de régressions de Poisson à deux niveaux. L'intérêt de ce logiciel est d'utiliser l'intégration numérique pour l'estimation des paramètres, considérée comme plus fiable que les méthodes utilisées par MLWin et SAS (Snijders et Bosker, 1999). Un autre intérêt est que MIXPREG fournit la déviance, qui facilite la comparaison des modèles.

3.3 L'ajustement du modèle vide

Nous ajustons dans un premier temps les modèles vides, c'est-à-dire comprenant uniquement la constante, la durée de mariage, et un ou plusieurs paramètres aléatoires. Cela permet de mesurer l'hétérogénéité contextuelle des paramètres d'espacement et de contrôle, et d'obtenir des résidus contextuels utiles dans une phase exploratoire.

Le premier modèle considère les deux paramètres d'espacement et de contrôle comme aléatoires (Tableau 2, modèle 1). Seul le paramètre de contrôle est (très) significatif, et nous simplifions le modèle en ne retenant qu'un seul paramètre aléatoire (modèle 2). Ce modèle indique donc que *le contrôle de la fécondité varie de manière très significative entre communautés*, alors que le paramètre de niveau ne varie pas de manière significative. Il s'écrit :

$$\ln(\mathbf{m}_{ij}) = \ln[n(a_{ij})] + \mathbf{a} + (\mathbf{b} + u_{1j}).d_{ij} \quad \text{Eq. 7}$$

Nous reprenons également dans le tableau un troisième modèle dans lequel l'année de mariage¹² est prise en compte en interaction avec la durée de mariage (modèle 3). Cette interaction vise à corriger le fait que les paramètres d'espacement et de contrôle dans le modèle de Rodriguez-Cleland sont biaisés si le degré de contrôle de la fécondité est plus important parmi les jeunes générations, ce qui est ici le cas. La prise en compte de l'interaction entre l'année de mariage et la durée de mariage permet donc de considérer que le degré de contrôle est plus important parmi les jeunes¹³. La valeur du paramètre d'espacement devient non-significative, et la valeur du paramètre de contrôle est par contre très nettement

¹² La valeur de cette variable est égale à la différence entre l'année de mariage et l'année 1974.

¹³ Cette approche revient à considérer que le paramètre de contrôle varie de manière linéaire entre cohortes de mariage.

supérieure après la prise en compte de la génération. On peut l'interpréter comme le degré de contrôle de la fécondité pour la génération de femmes mariées en 1974.

Tableau 2 : Modèles multi-niveaux vides de fécondité légitime, Maroc rural, 1982-1991.

Variables	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Constante (a)	-0,1027***	-0,1048***	0,0022
Durée de mariage (β)	-0,0149***	-0,0143***	-0,0267***
Année de mariage * durée mariage	-	-	-0,0011***
σ^2_{u0} (*1000) (constante)	0,4591	-	-
σ_{u01} (*1000) (constante / durée mariage)	-0,2838	-	-
σ^2_{u1} (*1000) (durée mariage)	0,1756***	0,1361***	0,1352***
Déviante	22410,2	22409,3	22388,4
Degrés de liberté	17453	17455	17454
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux)			

La valeur du paramètre de contrôle peut être exprimée en un indice plus facilement interprétable, en estimant la réduction de fécondité par rapport à la fécondité naturelle après dix ans de mariage à laquelle correspond ce paramètre (Rodriguez et Cleland, 1988). On le calcule de la manière suivante :

$$C = 100.[\exp(10.b) - 1] \quad \text{Eq. 8}$$

Cet indice C est égal à -23,4 % pour les femmes de la génération de mariage 1974, indiquant donc que leur fécondité après 10 ans de mariage est de 23,4 % inférieure à la fécondité naturelle. Pour les femmes des générations plus récentes, cet indice est inférieur, reflétant le degré de contrôle plus important. Par exemple, pour les générations de mariage de 1980, il est égal à -28,3 %.

L'hétérogénéité entre contextes

Les paramètres et les résidus contextuels du modèle 3 permettent de calculer les taux de fécondité par âge prédits par le modèle pour chaque contexte. Les courbes de taux fécondité par âge sur la figure ci-dessous (Figure 1) illustrent l'importante hétérogénéité de la fécondité entre contextes¹⁴. On constate par exemple qu'à 30 ans, les taux de fécondité légitime par âge vont d'environ 200 % à plus de 350 %. L'indice C varie quant à lui de -4 % à -34 %.

Les résidus contextuels permettent également quelques analyses exploratoires intéressantes. Par exemple, on constate que les cinq contextes dont les résidus sont les plus faibles (contrôle de la fécondité le plus élevé) ou les plus élevés connaissent des situations socio-économiques très contrastées (Tableau 3)¹⁵. La prévalence contraceptive est très nettement supérieure dans les contextes à fort contrôle de la fécondité, ce qui valide en quelque sorte l'interprétation des paramètres du modèle. L'égalité entre sexes, la mortalité infanto-juvénile et la disponibilité de la contraception apparaissent également, à des degrés divers, liés au contrôle de la fécondité.

¹⁴ Les taux de fécondité sont ici calculés en fixant la variable de cohorte à zéro, et représentent donc l'hétérogénéité entre contextes pour la cohorte de mariage de 1974.

¹⁵ Les variables explicatives sont présentées dans les pages qui suivent.

Figure 1 : Taux de fécondité légitime par âge et par contexte prédits par le modèle multi-niveaux vide, Maroc rural, 1982-1991.

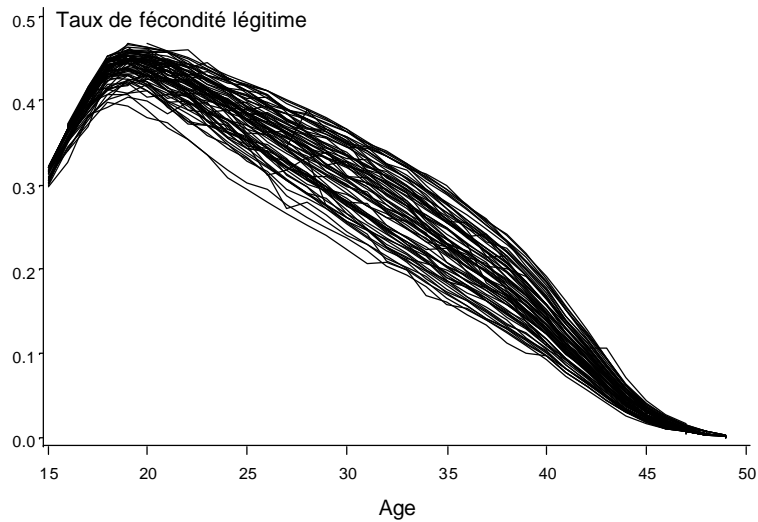


Tableau 3 : Quelques caractéristiques des contextes sélectionnés sur la base des valeurs extrêmes des résidus contextuels du modèle vide, Maroc rural, 1982-1991.

Communes dans lesquelles se situent les grappes (provinces entre parenthèses)	Prévalence contraceptive moderne (1987)	Egalité entre sexes (1982)	Mortalité infanto-juvénile (1957-91)	Nombre moyen de services de PF (1982-91)
Résidus les plus faibles				
Bir Jdid (El Jadida)	37,9 %	0,482	65 ‰	1,1
Skhour Rehamna (El Kelaa)	30,0 %	0,353	160 ‰	1,1
Had Bradia (Beni Mellal)	52,9 %	0,280	82 ‰	0,7
Tnine Mahya (Meknès)	36,4 %	0,208	116 ‰	1,6
Zaouit Cheikh (Beni Mellal)	37,1 %	0,456	89 ‰	2,8
Moyennes	38,9	0,356	102 ‰	1,5
Résidus les plus élevés				
El Oulja (Taouinate)	5,1 %	0,065	206 ‰	0,9
Arbaah Sebah Ziz (Errachidia)	8,7 %	0,071	193 ‰	1
S. Boubker Lhaj. (Kenitra)	6,5 %	0,090	169 ‰	0
Bindder Cherki (Tetouan)	0,0 %	0,014	260 ‰	0
Talembot (Chefchaouen)	2,6 %	0,034	267 ‰	0
Moyennes	4,6 %	0,055	219 ‰	0,4

4. HYPOTHESES ET VARIABLES EXPLICATIVES

Dans cette quatrième partie, nous utilisons le modèle décrit dans les pages précédentes afin d'examiner l'influence de trois facteurs contextuels sur la fécondité au Maroc rural : (1) la disponibilité des services de planification familiale, (2) la mortalité infanto-juvénile et (3) le degré d'égalité entre sexes au niveau du contexte local. Une quatrième variable contextuelle, la proportion d'hommes, est également prise en compte pour contrôler l'effet sur la fécondité de la séparation des époux. Nous tenons par ailleurs également compte de plusieurs

déterminants de la fécondité au niveau individuel ou du ménage : (1) l'expérience individuelle de mortalité des enfants, (2) l'instruction de la femme et (3) le niveau de vie du ménage.

Tableau 4 : Sources, dates, moyennes, écarts-types, minimum, maximum des variables individuelles et contextuelles, Maroc rural.

Variables	Source	Date	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Variables individuelles (n = 2254)						
Age (au moment de l'enquête)	ENPS-II	1992	32,3	8,3	15	49
Instruction de la femme	ENPS-II	1992	0,322	1,413	0	16
Niveau de vie du ménage ⁽¹⁾	ENPS-II	1992	-0,15	0,65	-0,86	2,07
Variables individuelles qui varient au cours du temps (n = 17458)						
Age	ENPS-II	1982-92	30,4	7,5	15	49
Durée de mariage	ENPS-II	1982-92	12,5	7,8	1	39
Année de mariage (-1974)	ENPS-II	1982-92	0,4	7,9	-22	16
Expérience de mortalité	ENPS-II	1982-92	0,357	0,479	0	1
Décès récent	ENPS-II	1982-92	0,040	0,195	0	1
Variables contextuelles (n=74)						
Mortalité infanto-juvénile	ENPS-I/II	1957-91	0,155	0,052	0,059	0,267
Egalité entre sexes	RGPH82	1982	0,166	0,134	0,009	0,483
Proportion d'hommes	RGPH82	1982	0,493	0,025	0,381	0,523
Contraception < 15 km (1982)	QC92	1982	0,573	0,640	0	3
Changement contraception depuis 1982 ⁽¹⁾	QC92	1982-92	0,336	0,427	0	2
Visites à domicile (VDMS) ⁽¹⁾	QC92	1982-92	0,268	0,321	0	0,9
Abréviations : ENPS : Enquête Nationale sur la Population et la Santé; RGPH : Recensement général de la population et de l'habitat; QC : Questionnaire communautaire.						
⁽¹⁾ : Les valeurs reprises pour les variables contextuelles qui changent au cours du temps font référence à la moyenne de la variable sur la période décennale.						

Les détails des variables explicatives (sources, périodes, moyennes,...) sont repris dans le tableau ci-dessus (Tableau 4). Certaines variables contextuelles changent au cours du temps (disponibilité de la contraception), d'autres sont mesurées en début de période (égalité entre sexes, proportion d'hommes), et une est mesurée sur une période plus longue mais globalement antérieure à la période étudiée (mortalité). Certaines variables individuelles varient au cours du temps (mortalité, âge, durée de mariage) et d'autres sont mesurées au moment de l'enquête (instruction, niveau de vie¹⁶).

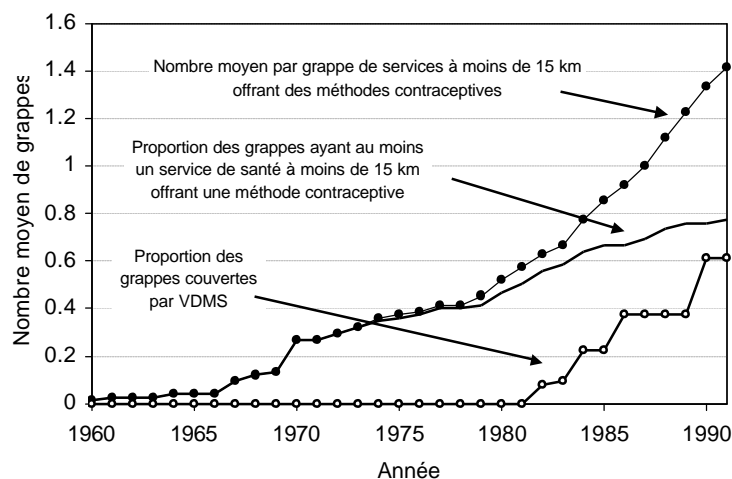
Les services de planification familiale

Les deux premières variables contextuelles prises en compte visent à mesurer la disponibilité de la contraception au sein des contextes au cours de la période 1982-1991. Cette période se caractérise par une extension importante de l'accès à la contraception, notamment à travers le

¹⁶ On fait ici l'hypothèse que le niveau de vie mesurée en 1992 est resté stable au cours de la période 1982-1991.

programme des "visites à domicile de motivation systématique en santé" (VDMS)¹⁷, un programme pilote de distribution de contraceptifs et de conseils en matière de planification familiale en porte-à-porte. Initialement testé dans la région de Marrakech (en 1977), il est étendu progressivement à l'ensemble du pays (Steele et al., 1999) et couvrira, dans les années 1980, une part importante de l'approvisionnement en méthodes contraceptives, particulièrement en milieu rural¹⁸.

Figure 4-1 : Evolution de la couverture des grappes de sondage de l'enquête ENPS-II (milieu rural) par le programme de VDMS et les formations sanitaires offrant des méthodes contraceptives à moins de 15 km (source : fichiers de l'enquête communautaire).



La figure ci-dessus illustre l'évolution de la disponibilité de la contraception dans les 75 grappes de sondage concernées par l'enquête ENPS de 1992¹⁹. Elle reprend la proportion des grappes disposant de méthodes contraceptives modernes à moins de 15 km, le nombre moyen (par grappe) de formations sanitaires dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive moderne, et le nombre de grappes couvertes par des visites à domiciles (VDMS). Bien que ce type de données conduise à une légère surestimation de la tendance²⁰, on note l'importante croissance de la disponibilité de la contraception au cours de la période 1970-1990, et surtout au cours de la décennie 1980. A partir des années 1980, on note, outre l'importance croissante des VDMS, une évolution marquée du nombre moyen de formations sanitaires à moins de 15 km offrant la contraception, qui s'explique essentiellement par l'augmentation du nombre de pharmacies privées au cours de cette période.

¹⁷ Ce programme repose sur des visites à domicile par le personnel paramédical. Il fournit, outre des services de planification familiale, des conseils et soins de santé à la mère et à l'enfant (consultations des femmes enceintes, contrôle de la vaccination des enfants,...)(Population Reference Bureau, 1994).

¹⁸ En 1987, 32,5 % des femmes utilisant la contraception en milieu rural étaient approvisionnées par les visites à domicile, 33,6 % par les dispensaires, centres de santé et hôpitaux, et 7,9 % par les pharmacies.

¹⁹ Dans la grande majorité des cas, la pilule et le stérilet sont les deux méthodes disponibles. Environ 85 % des utilisatrices de contraception moderne en milieu rural utilisent la pilule. Le stérilet et la stérilisation féminine représentent à parts approximativement égales le reste des utilisatrices.

²⁰ Les informations ne sont collectées que pour les formations sanitaires les plus proches au moment de l'enquête. Celles existant avant la mise en service des formations les plus proches ne sont donc pas répertoriées, ce qui conduit à une sur-représentation des formations plus récentes.

Deux variables contextuelles visent à mesurer la disponibilité de la contraception au niveau local : la couverture de la localité par les visites à domicile (VDMS) et le nombre de formations sanitaires (hôpitaux, centres de santé, cliniques, médecins privés, pharmacies) dans un rayon de 15 km offrant au moins une méthode contraceptive moderne²¹. La première variable évolue au cours du temps : elle prend la valeur 1 pour les années au cours desquelles la localité était couverte par les visites à domicile depuis au moins un an. La seconde variable est-elle même transformée en deux nouvelles variables. La première mesure le nombre de formations sanitaires disposant d'au moins une méthode contraceptive depuis un an en 1982. La deuxième mesure le changement par rapport à 1982, soit pour chaque année le nombre de nouvelles formations sanitaires depuis 1982. L'intérêt de distinguer ces deux variables est de permettre de séparer l'effet transversal et l'effet longitudinal de la disponibilité de la contraception sur la fécondité²².

Mortalité infanto-juvénile

Autre élément a priori essentiel dans l'explication des comportements de fécondité, la mortalité des enfants a connu une baisse importante au cours des trente dernières années au Maroc rural. D'environ 200 ‰ au début des années 1970 au Maroc rural, elle est passée à environ 60 ‰ dans les années 1990 (Azelmat et Ahmed, 1999). Cette baisse de la mortalité n'a bien sûr pas touché toutes les communautés de la même manière, et il persiste une importante hétérogénéité contextuelle des niveaux de mortalité. Les taux de mortalité infanto-juvénile calculés sur la période 1957-1991 vont d'environ 40 ‰ à près de 270 ‰ dans les 74 contextes.

Trois variables de mortalité sont prises en compte, une au niveau contextuel et deux au niveau individuel. La première est un indicateur de mortalité infanto-juvénile au niveau local. Elle est mesurée comme le rapport du nombre de décès d'enfants entre 0 et 5 ans au cours de la période 1957-1991 au nombre de naissances au cours de cette même période²³. Cette variable mesure les conditions de mortalité au niveau local, susceptibles d'influencer les comportements de fécondité d'au moins deux manières : (1) en favorisant des normes pour une fécondité élevée et (2) en influençant les perceptions des risques de décès des enfants et agissant sur la fécondité par "effet d'assurance" (Heer, 1983).

Deux variables individuelles sont également prises en considération. La première est une variable dichotomique d'expérience individuelle de mortalité, égale à 1 pour toutes les périodes postérieures au décès d'un enfant²⁴. L'hypothèse est ici que les femmes dont au moins un enfant est décédé seront moins motivées à contrôler leur fécondité, l'expérience de

²¹ Ces données sont extraites du questionnaire communautaire de l'enquête ENPS de 1992. Les dates de mise en service des VDMS, non-disponibles dans l'enquête, ont été imputées par recoupement différentes sources.

²² Cette distinction n'est pas opérée pour les VDMS, étant donné qu'aucune grappe n'était couverte depuis au moins un an en 1982.

²³ Les données proviennent des histoires génésiques des enquêtes ENPS. Les données des enquêtes de 1987 et 1992, réalisées sur les mêmes grappes de sondage, ont été fusionnées pour le calcul des indicateurs de mortalité afin de réduire les erreurs d'échantillonnage.

²⁴ Elle indique donc au début de chaque année si une femme a déjà connu le décès d'un de ses enfants. Seuls les décès survenus au moins neufs mois avant le début de l'année sont comptabilisés, afin qu'ils soient bien antérieurs à la conception d'un enfant né dans l'année considérée.

mortalité influençant la perception des risques de mortalité futurs et la fécondité par effet d'assurance. Une seconde variable individuelle vise à mesurer l'influence de la mortalité sur la fécondité par effet de remplacement, c'est-à-dire le fait que les femmes dont un enfant est décédé sont susceptibles de le remplacer rapidement, que ce soit pour des raisons biologiques (arrêt de l'allaitement) ou comportementales (désir de remplacement). Il s'agit d'une variable dichotomique qui indique, chaque année, si une femme a connu le décès d'un enfant au cours des trois premiers mois de l'année directement précédente ou de l'année antérieure²⁵. Cette variable est introduite comme un effet direct (et pas en interaction avec la durée de mariage)²⁶.

Instruction de la femme et inégalités entre sexes

Bien que l'instruction de la femme reste faible au Maroc, divers travaux ont montré la forte relation entre instruction de la femme et fécondité. Au niveau individuel, plusieurs mécanismes expliqueraient cette relation. On peut notamment relever l'autonomie plus importante des femmes instruites, liée à un plus grand pouvoir de décision, à plus de contacts avec le monde extérieur, une meilleure communication entre époux, l'importance réduite des enfants comme source de sécurité, etc. L'augmentation du coût d'opportunité du travail avec le niveau d'instruction est une autre influence possible de l'instruction sur la demande d'enfants (Jejeebhoy, 1998). Enfin, de multiples influences indirectes sont également susceptibles d'être importantes, le niveau d'instruction des femmes étant associé à diverses caractéristiques influençant la fécondité (mortalité des enfants, niveau de vie, etc...). L'instruction de la femme est ici mesurée par le niveau d'instruction atteint (en années d'études).

Le Maroc se caractérise aussi par l'importance de la religion islamique et par un système traditionnel de famille patriarcale, souvent associés à un statut précaire de la femme. Aussi, les inégalités sexuelles ont fréquemment été avancées au Maroc comme un facteur favorisant la fécondité. Les influences sur la fécondité peuvent opérer de différentes manières : par une préférence pour les enfants de sexe masculin et la dépendance vis-à-vis des enfants comme source de sécurité, par l'importance de la fécondité comme facteur de légitimité sociale et de prestige, par l'accès à la contraception, etc. (Mason, 1993). Davis (1987, p.37), travaillant sur un village marocain dans les années 1970, souligne par exemple qu'une "villageoise marocaine a un faible statut dans son nouveau ménage jusqu'à ce qu'elle donne naissance [...] Au fur et à mesure qu'elle donne naissance à des enfants, sa vie s'améliore et son statut devient plus sûr". En particulier, le risque de divorce diminuerait avec le nombre d'enfants. Plusieurs auteurs ont souligné l'intérêt d'intégrer cette dimension de stratification sexuelle comme une caractéristique de la communauté locale plutôt que comme une caractéristique individuelle ou du couple (Florez et al., 1991; Smith, 1989). L'idée essentielle est qu'il s'agit

²⁵ Nous ne tenons compte que des décès au cours des trois premiers mois de l'année précédente, étant donné qu'une naissance au mois de janvier d'une année correspond à une conception au mois d'avril de l'année précédente. En procédant de cette manière, nous évitons qu'un décès soit comptabilisé s'il est postérieur à la conception. Le désavantage est que certains décès dans les neuf derniers mois de l'année précédente aient pu avoir eu lieu avant la conception, et qu'ils ne seront pas comptabilisés. Cela conduit à une sous-estimation de l'effet de cette variable.

²⁶ La raison est que le décès d'un enfant est supposé influencer l'espacement (en raccourcissant l'intervalle génésique) plutôt que le contrôle des naissances.

d'un élément de l'organisation sociale et qu'il est donc plus pertinent de le mesurer au niveau agrégé.

Nous mesurons le degré d'égalité entre sexes par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes au taux d'alphabétisation des hommes de plus de 10 ans (au niveau communal). Comme pour la mortalité, on constate une importante hétérogénéité entre contextes au Maroc rural. En 1982, l'indice d'égalité entre sexes²⁷ variait de pratiquement 0 (aucune femme alphabétisée) à 0,5 (une femme alphabétisée pour deux hommes).

Autres variables : niveau de vie du ménage et proportion d'hommes dans le contexte

Une abondante littérature indique que les femmes à faible niveau de vie ont une fécondité plus élevée, pour diverses raisons (Schoumaker et Tabutin, 1999) : l'importance des enfants comme source de sécurité pour la vieillesse, le rôle des enfants comme main-d'oeuvre agricole, la difficulté d'accès à la contraception parmi les femmes à faible niveau de vie, ... Plusieurs travaux sur le Maroc ont montré d'importants différentiels de fécondité selon le niveau de vie (Ajbilou, 2001). Le niveau de vie est ici mesuré par un indicateur composite basé sur les possessions des biens du ménage. Les pondérations accordées aux différents biens sont basées sur celles estimées par Gwatkin et al. (2000) dans un travail sur les relations entre niveau de vie, santé et population au Maroc.

Une dernière variable prise en compte est la proportion d'hommes dans le contexte. L'objectif de cette variable est essentiellement de contrôler l'effet sur la fécondité de l'absence d'hommes, liée à la forte émigration masculine. De nombreux villages marocains, particulièrement dans les montagnes du Sud (Anti-Atlas), se caractérisent par de forts déficits d'hommes, ayant un impact sur la fécondité à travers l'âge au mariage et, ce qui nous intéresse ici, l'absence des époux. Ces villages étant en moyenne plus pauvres et avec des mortalités plus élevées que les autres, il importe de contrôler l'effet de cette variable. Bien qu'elle soit mesurée au niveau contextuel, il s'agit ici essentiellement d'une variable contrôlant un effet individuel²⁸.

5. RESULTATS

Quatre modèles sont estimés de manière séquentielle (Tableau 5). Nous prenons d'abord en compte l'influence de services de planification familiale, en contrôlant deux variables individuelles : l'instruction et le niveau de vie. Le deuxième modèle intègre les trois variables de mortalité. Dans le troisième modèle, le degré d'égalité entre sexes et pris en compte, et le quatrième modèle inclut en plus la proportion d'hommes. Les variables explicatives sont toutes, à une exception, introduites en interaction avec la durée de mariage. Ceci revient à considérer qu'elles ont un effet sur le contrôle de la fécondité. Seule la variable mesurant l'occurrence d'un décès récent est introduite sous forme d'effet direct, l'hypothèse étant qu'elle influence l'espacement des naissances plutôt que le contrôle de la fécondité. Nous présentons

²⁷ Mesuré par le rapport du taux d'alphabétisation des femmes de 10 ans et plus à l'alphabétisation des hommes de 10 ans et plus dans les communes rurales au recensement de 1982.

²⁸ Les données individuelles ne permettent pas de contrôler l'absence de l'époux, la question n'étant pas posée dans les enquêtes au Maroc.

rapidement dans un premier temps les résultats des modèles, et revenons ensuite sur leur interprétation.

Tableau 5 : Paramètres des modèles multi-niveaux des influences contextuelles et individuelles sur la fécondité, 1982-1991, Maroc rural.

Variabiles	Modèle A.1	Modèle A.2	Modèle A.3	Modèle A.4
Constante (a)	-0,0049	-0,0052	-0,0042	-0,0034
Durée de mariage (β)	-0,0232***	-0,0383***	-0,0287***	-0,1214***
Année de mariage	-0,0010***	-0,0009***	-0,0009***	-0,0009***
Variabiles individuelles - ménages				
Instruction de la femme	-0,0060***	-0,0058***	-0,0056***	-0,0057**
Niveau de vie du ménage	-0,0092***	-0,0078***	-0,0070***	-0,0070***
Expérience de mortalité	-	0,0075***	0,0075***	0,0073***
Décès récent (1)	-	0,1811***	0,1820***	0,1824***
Variabiles contextuelles				
Visites à domicile (VDMS)	0,0006	0,0006	0,0009	-0,0001
Contraception < 15 km (1982)	-0,0045***	-0,0029*	-0,0012	-0,0012
Changement contraception depuis 1982	-0,0037**	-0,0035*	-0,0032*	-0,0019
Mortalité infanto-juvénile	-	0,0678***	0,0298	0,0437*
Egalité entre sexes	-	-	-0,0284**	-0,0328***
Proportion d'hommes	-	-	-	0,1841***
σ^2_{u1} (*1000) (durée mariage)	0,0722***	0,0573***	0,0508***	0,0399***
Réduction de variance contextuelle	46,6 %	57,6 %	62,4 %	70,5 %
Déviance	22354,6	22326,5	22323,5	22315,9
Degrés de liberté	17449	17446	17445	17444
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1 + : p<0,2 (tests bilatéraux, sauf pour la variance contextuelle)				
Toutes les variables explicatives sont en interaction avec la durée de mariage à l'exception de (1).				

Le premier modèle (A.1) montre un effet très significatif des deux variables individuelles (niveau de vie et instruction des femmes). L'effet de la disponibilité de la contraception dans les structures fixes est également très significatif, alors que les visites à domicile n'ont aucun effet. Nous avons ici distingué l'effet de la disponibilité de la contraception en début de période et l'effet du changement de la disponibilité au sein des contextes au cours des dix années. Ces deux variables mesure donc deux effets différents. La première mesure un effet transversal, c'est-à-dire la relation entre la disponibilité de la contraception et la fécondité entre contextes. La seconde mesure l'effet longitudinal, c'est-à-dire l'effet du changement de la disponibilité de la contraception au sein des contextes sur les changements de fécondité. Les deux effets : sont ici très proches.

Le deuxième modèle (A.2) inclut la mortalité aux niveaux individuel et contextuel. Les trois variables sont très largement significatives, indiquant donc un lien très net entre mortalité des enfants au niveau individuel et fécondité, et entre le niveau de la mortalité dans le contexte local et les comportements de fécondité. L'effet du niveau de vie est légèrement réduit, mais c'est surtout le coefficient de la disponibilité de la contraception en début de période qui change le plus. La prise en compte du degré d'égalité entre sexes, dans le troisième modèle (A.3) réduit encore davantage ce coefficient, qui devient non significatif, et la mortalité au niveau contextuel devient également non-significative. La disparition de l'effet de la contraception en début de période traduit le fait que celle-ci était davantage disponible dans

des contextes plus égalitaires et à plus faible mortalité. Par contre, l'effet des changements de disponibilité de la contraception reste très stable du modèle 1 au modèle 3, suggérant que l'amélioration de la disponibilité de la contraception est bien associée à une baisse de la fécondité²⁹.

Ce résultat est toutefois remis en question par la prise en compte de la proportion d'hommes dans le contexte dans le quatrième modèle. Alors que le contrôle de cette variable renforce, comme attendu, l'effet de la mortalité et de l'égalité entre sexes sur la fécondité, l'effet de l'amélioration de la disponibilité de la contraception devient clairement non-significatif. Ce résultat s'explique par la corrélation négative entre l'amélioration de la disponibilité de la contraception et la proportion d'hommes dans le contexte. En d'autres termes, les contextes dans lesquels les hommes sont "déficitaires" ont connu une augmentation de la disponibilité de la contraception moins importante. Il est donc possible que la moindre augmentation de la disponibilité de la contraception dans ces contextes soit une conséquence de la plus faible demande de contraception³⁰. En d'autres termes, les changements de fécondité seraient en moyenne plus faibles dans les contextes où l'amélioration de la disponibilité de la contraception est plus faible, mais cette relation proviendrait en partie d'une demande plus faible dans les contextes où les hommes sont déficitaires.

Avant de revenir sur ces résultats, on peut les exprimer sous une forme plus facilement interprétable. Il s'agit ici de les transformer en indices de réduction ou augmentation proportionnelle de la fécondité légitime après 10 ans de mariage. Le principe est similaire à celui utilisé dans l'équation (Eq. 8). Pour une variable qui agit en interaction avec la durée de mariage et dont le coefficient de régression est égal à d , l'indice (R) est calculé de la manière suivante³¹ :

$$R = 100.[\exp(d \cdot 10 \cdot k) - 1] \quad \text{Eq. 9}$$

La valeur de k est égale à deux écarts-types de la variable explicative, sauf pour les deux variables individuelles de mortalité où nous avons pris une valeur de k égale à 1. Les résultats des modèles 1 à 4 sont repris dans le tableau ci-dessous (Tableau 6).

L'effet de l'instruction de la femme est le plus important, une augmentation de 2,8 années d'études correspondant à une réduction de la fécondité après 10 ans de mariage d'environ 15 %. Viennent ensuite, au niveau individuel et ménage, le niveau de vie du ménage et l'expérience individuelle de mortalité³², et au niveau contextuel, la proportion d'hommes et le degré d'égalité entre sexes. Les effets de ces variables sont de l'ordre de 8 à 10 %. L'effet de la mortalité contextuelle est également d'environ 7 % dans le deuxième modèle, mais inférieur à

²⁹ L'amélioration de la disponibilité de la contraception, contrairement à la disponibilité en début de période, est très peu corrélée à la mortalité et au degré d'égalité entre sexes.

³⁰ Des analyses des déterminants de la contraception indiquent en effet que la probabilité d'utiliser la contraception est moins forte dans les contextes à faible proportion d'hommes.

³¹ Pour une variable qui n'est pas en interaction avec la durée de mariage, l'indice est calculé de manière comparable, la seule différence étant que l'on ne multiplie pas le coefficient de régression par 10.

³² L'effet de la mortalité récente correspond à un effet proportionnel sur le taux de fécondité au cours d'une année si un décès s'est produit dans les trois premiers mois de l'année antérieure ou au cours de l'année précédente.

5 % lorsque l'égalité entre sexes est prise en compte. L'effet des services de planification familiale est globalement plus faible. Dans le quatrième modèle, il est inférieur à 2 %.

Tableau 6 : Impact en termes de réduction ou d'augmentation proportionnelle de fécondité après 10 ans de mariage des variables explicatives contextuelles et individuelles, Maroc rural, 1982-1991.

Variabiles	k	Modèle A.1	Modèle A.2	Modèle A.3	Modèle A.4
Variabiles individuelles - ménages					
Instruction de la femme	2,83	-15,6***	-15,1***	-14,6***	-14,9**
Niveau de vie du ménage	1,30	-11,3***	-9,6***	-8,7***	-8,7***
Expérience de mortalité	1,00	-	7,8***	7,8***	7,6***
Décès récent (1)	1,00	-	[19,9]***	[20,0]***	[20,0]***
Variabiles contextuelles					
Visites à domicile (VDMS)	0,64	0,4	0,4	0,6	-0,1
Contraception < 15 km (1982)	1,28	-5,6***	-3,6*	-1,5	-1,5
Changement contraception depuis 1982	0,85	-3,1**	-2,9*	-2,7*	-1,6
Mortalité infanto-juvénile	0,10	-	7,3***	3,1	4,6*
Egalité entre sexes	0,27	-	-	-7,3**	-8,4***
Proportion d'hommes	0,05	-	-	-	9,6***
*** : p<0,01 ** : p<0,05 * : p<0,1					
(1) Pour la variable de décès récent, il s'agit de l'effet pour toutes durées de mariage (entre crochets). Pour toutes les autres variables, la valeur en pourcentage est l'effet proportionnel de la variable explicative sur la fécondité pour une durée de mariage de 10 ans.					

Au total, ces modèles rendent compte d'une part substantielle de l'hétérogénéité contextuelle de la fécondité. Dans le quatrième modèle, 70 % de la variance contextuelle est ainsi "expliquée" par les variables prises en compte. Quel est le poids respectif des variables contextuelles et des effets de structure des variables individuelles ? Cette question n'a pas de réponse totalement satisfaisante étant donné la corrélation entre variables individuelles et contextuelles. Nous avons toutefois estimé les modèles en ne retenant que les variables individuelles ou que les variables contextuelles, ce qui donne une indication de l'importance respective des facteurs individuels et contextuels dans l'explication de l'hétérogénéité (Tableau 7).

Tableau 7 : Variance contextuelle expliquée par les variables individuelles, les variables contextuelles et l'ensemble des variables du modèle A.4.

	Variables du modèle A.4 prises en compte		
	individuelles	contextuelles	Ensemble
Variance contextuelle (*1000)	0,0721	0,0517	0,0399
Réduction de var. contextuelle	46,7 %	61,8 %	70,5 %

Globalement, une part plus importante de l'hétérogénéité s'explique par des variables contextuelles, qui à elles seules rendent compte de plus de 60 % de la variance contextuelle. Les variables individuelles considérées séparément rendent toutefois compte de près de 50 %

de la variance contextuelle, ce qui est considérable. En d'autres termes, une part importante de l'hétérogénéité peut s'expliquer par des structures différentes entre contextes en termes de variables individuelles. C'est la variable de niveau de vie qui rend compte de la plus grande partie de cette hétérogénéité (près de 40 %), alors que l'instruction et la mortalité n'en expliquent qu'une part relativement modérée (respectivement 7 % et 11 %).

5.1 Discussion

Les résultats de ces modèles font ressortir plusieurs éléments :

- Au niveau individuel, l'instruction de la femme et le niveau de vie du ménage, deux variables classiquement associées à la fécondité, ressortent très clairement. L'instruction de la femme est la variable qui a, de loin, l'effet le plus important. Néanmoins, la faible proportion de femmes instruites dans la population du Maroc rural est telle que son impact sur la fécondité dans la population est relativement faible. Ces résultats confirment néanmoins clairement la relation de cette variable avec la fécondité. Par ailleurs, son effet persiste avec le contrôle du niveau de vie et de la mortalité des enfants au niveau individuel.
- La mortalité au niveau individuel ressort également très clairement de ces analyses. Le contrôle de la fécondité est plus faible parmi les femmes ayant connu le décès d'un enfant, suggérant une influence par effet d'assurance. Etant donné que le niveau de vie et l'instruction sont contrôlés, et qu'il s'agit de deux déterminants communs importants de la fécondité et la mortalité, on peut raisonnablement considérer que l'effet mesuré est bien un effet de la mortalité sur la fécondité. L'intérêt du modèle utilisé est également de prendre en compte l'ordre d'occurrence des événements; les décès considérés ici sont bien antérieurs aux naissances, confortant l'interprétation d'un effet de la mortalité sur la fécondité. L'occurrence d'un décès récent a également un impact sur le risque de donner naissance, indiquant un effet de la mortalité sur la fécondité par remplacement. Celui-ci est probablement sous-estimé, compte tenu de la définition de décès récent considérée ici. Il indique néanmoins un risque de naissance 20 % plus élevé au cours d'une année pour les femmes ayant connu récemment le décès d'un enfant.
- L'effet de la mortalité au niveau contextuel est moins stable qu'au niveau individuel. Il est en effet très sensible à la prise en compte de deux autres variables explicatives : l'égalité entre sexes et la proportion d'hommes dans le contexte local. Au bout du compte, il semble toutefois bien y avoir un effet contextuel de la mortalité sur la fécondité, au-delà des effets individuels, mais il est relativement modéré (modèle 4). On peut interpréter cet effet comme une influence de la mortalité sur la fécondité par effet d'assurance ou par l'entretien de normes pro-natalistes.
- L'égalité entre sexes a un effet plus stable et plus important que celui de la mortalité. La fécondité dans les contextes inégalitaires serait de l'ordre de 8 % plus importante que dans les contextes plus égalitaires. Les inégalités entre sexes peuvent influencer la fécondité par une préférence pour les enfants de sexe masculin et la dépendance vis-à-vis des enfants comme source de sécurité, par l'importance de la fécondité comme facteur de légitimité sociale et de prestige, par l'accès à la contraception, etc. L'importance de l'effet de cette

variable confirme l'intérêt qu'il y a à tenir compte de la stratification sexuelle au niveau local comme déterminant de la fécondité.

- L'accès à la contraception au niveau local semble ne pas avoir d'effet majeur sur la fécondité. Bien que l'on mesure un effet (modéré) de la disponibilité de la contraception dans les structures fixes sur le contrôle de la fécondité quand aucune autre variable contextuelle n'est prise en compte, cet effet disparaît avec la prise en compte de la mortalité et de l'égalité entre sexes. L'effet longitudinal de la disponibilité de la contraception est moins sensible à l'inclusion d'autres variables contextuelles que l'effet transversal, mais il disparaît néanmoins avec le contrôle de la proportion d'hommes dans le contexte. Les effets sont donc instables, dépendant des autres variables prises en compte. Il est toutefois clair que l'effet de la disponibilité de la contraception au niveau local sur la fécondité n'est pas massif.
- La proportion d'hommes au niveau local est très clairement associée à la fécondité. Ce phénomène n'est pas nouveau. Noin (1970), avait déjà souligné dans les années 1960 l'effet de la migration masculine sur la fécondité dans certaines régions à forte tradition migratoire. Le contrôle de cette variable est justifié dans la mesure où le déficit d'hommes est plutôt le fait de villages défavorisés, et qu'il est corrélé notamment à la mortalité des enfants. On voit néanmoins que le contrôle de cette variable modifie quelque peu les résultats relatifs à l'effet de la disponibilité de la contraception sur la fécondité, élément qu'il conviendrait d'approfondir.

Par rapport aux points discutés au début de cette communication, quels sont les intérêts et limites de l'approche adoptée ici ?

- (1) Le modèle de Rodriguez-Cleland est intéressant à divers points de vue. Il tient compte de problèmes rencontrés avec les méthodes linéaires classiques (hétéroscédasticité, effets additifs des variables explicatives,...), ses paramètres sont a priori clairement interprétables en termes démographiques, et il permet d'inclure des variables explicatives dont les effets sont aussi interprétables de manière simple.
- (2) L'approche adoptée ici répond en partie au problème du caractère inapproprié du cadre temporel (Bilsborrow et Guilkey, 1987; DeGraff et al., 1997). L'organisation des données sous forme de personnes-périodes permet d'inclure facilement des variables explicatives qui changent au cours du temps, et donc de relier les comportements de fécondité aux variables explicatives "au bon moment". Les variables explicatives sont pour la plupart soit mesurées au début de la période décennale étudiée, soit des variables qui changent au cours du temps.
- (3) En particulier, les variables relatives à la disponibilité des services de planification familiale changent au cours du temps. En distinguant la disponibilité de la contraception en début de période et l'amélioration de la disponibilité au cours du temps au sein des contextes, on peut séparer l'effet transversal de l'effet longitudinal de cette variable, permettant de cette manière de mieux apprécier l'effet des services de planification familiale sur la fécondité. Cela ne résout pas totalement le problème de l'endogénéité du

placement des services de planification familiale, dans la mesure où l'amélioration de la disponibilité de la contraception est corrélée à la proportion d'hommes dans le contexte.

- (4) La prise en compte de plusieurs variables contextuelles, bien que permettant d'enrichir le type de déterminants envisagés, complique également dans une certaine mesure les interprétations. La forte corrélation entre variables explicatives rend fort instables les coefficients de certaines d'entre elles. Cela démontre, si besoin en était, la relative fragilité de certaines conclusions relatives aux effets de variables contextuelles sur la fécondité. L'effet de la disponibilité de la contraception sur la fécondité est en particulier très sensible à ce problème.
- (5) Enfin, les modèles à coefficients aléatoires (multi-niveaux) permettent de tenir compte de la nature hiérarchique des données, conduisant à une meilleure estimation des écarts-types des coefficients de régression. L'intérêt de ces modèles est aussi substantif, dans la mesure où ils permettent de tenir compte de manière explicite de l'hétérogénéité des comportements de fécondité entre contextes. Les analyses exploratoires sur les résidus contextuels en sont un exemple.

6. CONCLUSION

Dans cette communication, nous avons présenté une adaptation du modèle de fécondité légitime de Rodriguez-Cleland permettant d'une part de prendre en compte des variables explicatives qui changent au cours du temps, et d'autre part de tenir compte de la nature multi-niveaux des données. L'application du modèle aux déterminants individuels et contextuels de la fécondité légitime au Maroc rural au cours des années 1980 met en évidence une importante hétérogénéité contextuelle de la fécondité entre contextes locaux. Quelques variables explicatives rendent compte d'une part substantielle de cette hétérogénéité : le degré d'égalité entre sexes au niveau local, l'absence d'hommes dans le contexte et la mortalité infanto-juvénile. L'instruction des femmes, le niveau de vie et deux variables de mortalité des enfants au niveau individuel sont également très significatives. Par contre, la disponibilité des services de planification familiale au niveau local semble avoir un effet mineur sur la fécondité.

BIBLIOGRAPHIE

- Ajbilou, A. 2001. Pauvreté et fécondité au Maroc. in : F. Gendreau (éd.), *Les transitions démographiques des pays du Sud*, Paris : Estem, pp. 371-8.
- Angeles, G., D. Guilkey et T. Mroz. 1998. Purposive program placement and the estimation of family planning program effects in Tanzania. *Journal of the American Statistical Association*, vol. 93, pp. 884-99 .
- Angeles, G. et T. Mroz. 2001. A simple guide to using multilevel models for the evaluation of program impacts, *Measure Evaluation*, Chapel Hill : Carolina Population Center.
- Azelmat, M. et A. Ahmed. 1999. *Enquête nationale sur la santé de la mère et de l'enfant (ENSME) 1997*. Rabat / Le Caire : Ministère de la Santé / PAPCHILD.
- Bertrand, J., R. Magnani et J. Knowles. 1996. *Evaluating Family Planning Programs with Adaptations for Reproductive Health*. New Orleans : Tulane University / The Evaluation Project.
- Bilsborrow, R. E. et D. K. Guilkey. 1987. *Community and Institutional Influence on Fertility : Analytical Issues*. Geneva : International Labour Office.
- Bulatao, R. 1984. Fertility control at the community level: A review of research and community programs. in : W. Schutjer et S. Stokes (éd.), *Rural Development and Human Fertility*, New York : Macmillan, pp. 269-90.
- Casterline, J. 1985. Community effects on fertility. in : J. Casterline (éd.), *The Collection and Analysis of Community Data*, Voorburg : International Statistical Institute, pp. 65-75.
- Casterline, J. 1987. The collection and analysis of community data. in : J. Cleland et C. Scott (éd.), *The World Fertility Survey: an Assessment*, London : Oxford University Press, pp. 882-905.
- Cleland, J. et G. Rodriguez. 1988. The effect of parental education on marital fertility in developing countries. *Population Studies*, vol. 42, pp. 419-42 .
- Coale, A. et J. Trussell. 1974. Model fertility schedules: variations in the age structure of childbearing in human populations. *Population Index*, vol. 40, pp. 185-258 .
- Courbage, Y. 1995. Fertility transition in the Mashriq and the Maghrib: education, emigration, and the diffusion of ideas. in : C. Obermeyer (éd.), *Family, Gender and Population in the Middle East. Policies in Context*, Cairo : American University in Cairo Press, pp. 80-104.
- Davis, S. 1987. *Patience and Power. Women's Lives in a Moroccan Village*. Rochester : Schenkman Books.
- DeGraff, D., R. Bilsborrow et D. Guilkey. 1997. Community-level determinants of contraceptive use in the Philippines: A structural analysis. *Demography*, vol. 34, n°3, pp. 385-98 .

- Diamond, I. et D. Guilkey. 1997. Multilevel and Structural Models for Programme Evaluation. in : IUSSP (éd.), *IUSSP/EVALUATION Project Seminar on Methods for the Evaluation of Family Planning Program Impact*. Costa Rica : pp.
- Direction de la statistique. 1983. *Population légale du Maroc*. Rabat : Direction de la statistique.
- Escobar, J. M. M. 1999. Efectos contextuales y fecundidad marital : un modelo de niveles multiples de la paridez en la region de Biobio, Chile. *Notas de Poblacion*, vol. 67, .
- Florez, E., R. Echeverri, D. Hogan *et al.* 1991. Geographic variations in women's status and reproductive behaviors in Colombia, *Working Paper*, n°24, University Park : Population Issues Research Center.
- Freedman, R. 1974. Community-Level Data in Fertility Surveys, *WFS Occasional paper*, n°8, The Hague : International Statistical Institute.
- Guilkey, D. et S. Jayne. 1997. Fertility transition in Zimbabwe : Determinants of contraceptive use and method choice. *Population Studies*, vol. 51, n°2, pp. 173-89 .
- Gwatkin, D., S. Rustein, K. Johnson *et al.* 2000. Socio-economic differences in health, nutrition and population in Morocco, *HNP Thematic Group of the World Bank*, Washington D.C. : The World Bank.
- Hedeker, D. 1999. *MIXPREG: a Computer Program for Mixed-effects Poisson Regression*. Chicago : University of Illinois.
- Heer, D. 1983. Infant and child mortality and the demand for children. in : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 1, New York : Academic Press, pp. 369-87.
- Jejeebhoy, S. 1998. *Women's Education, Autonomy, and Reproductive Behaviour*. Oxford : Clarendon Press.
- Kravdal, O. 2000. A search for aggregate-level effects of education on fertility, using data from Zimbabwe. *Demographic Research*, vol. 3, n°3.
- Lfarakh, A. 2000. Différentiels entre sexes en matière d'éducation, de santé et de prise de décision. in : INSEA (éd.), *Les inégalités entre garçons et filles en matière de morbidité, de santé et de mortalité au Maroc*, Rabat : INSEA, pp. 41-63.
- Mason, K. 1993. The impact of women's position on demographic change during the course of development. in : N. Federici, K. Mason et S. Sogner (éd.), *Women's Position and Demographic Change*, Oxford : Clarendon Press, pp. 19-42.
- McNicoll, G. 1984. Notes on the local context of demographic change. in : United Nations (éd.), *Fertility and Family*, New York : United Nations. Department of International Economic and Social Affairs. Population Division, pp. 411-25.
- Ministère de la Santé Publique. 1984. *Enquête sur la fécondité et la planification familiale au Maroc 1979-80 : rapport national*. Rabat : Ministère de la Santé Publique.

- Noin, D. 1970. *La population rurale du Maroc*. Rouen : Publications de l'Université de Rouen.
- Page, H. 1977. Patterns underlying fertility schedules: a decomposition by both age and marriage duration. *Population Studies*, vol. 31, pp. 85-106 .
- Population Reference Bureau. 1994. Morocco: VDMS ("Systematic Household Motivational Visits"). in : Population Reference Bureau (éd.), *Family Planning Programs : Diverse Solutions for a Global Challenge*, Washington D.C. : Population Reference Bureau.
- Potter, J. 1983. Effects of societal and community institutions on fertility. in : R. Bulatao et R. Lee (éd.), *Determinants of Fertility in Developing Countries*, vol. 2, New York : Academic Press, pp. 627-65.
- Rodriguez, G. et J. Cleland. 1988. Modelling marital fertility by age and duration : an empirical appraisal of the Page model. *Population Studies*, vol. 42, pp. 241-57 .
- Schoumaker, B. 1999. Analyse multi-niveaux et explication de la fécondité dans les pays du Sud. in : D. Tabutin, C. Gourbin, G. Masuy-Stroobant, *et al.* (éd.), *Théories, paradigmes et courants explicatifs en démographie*, Louvain-la-Neuve : Academia / L'Harmattan, pp. 331-57.
- Schoumaker, B. et D. Tabutin. 1999. Relations entre pauvreté et fécondité dans les pays du Sud, *Document de travail*, n°2, Louvain-la-Neuve : Département des sciences de la population et du développement.
- Sedjari, A. 1981. *Les structures administratives territoriales et le développement local au Maroc*. Rabat : Editions de la Faculté des sciences juridiques, économiques et sociales de l'Université de Rabat.
- Short, S. et Z. Feng. 2001. Second births under China's one-child policy. Communication à la *Population Association of America Annual Meeting*. Washington D.C.
- Smith, H. 1989. Integrating theory and research on the institutional determinants of fertility. *Demography*, vol. 26, n°2, pp. 171-84 .
- Snijders, T. et R. Bosker. 1999. *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London : Sage.
- Steele, F., S. Curtis et M. Choe. 1999. The impact of family planning service provision on contraceptive-use dynamics in Morocco. *Studies in Family Planning*, vol. 30, n°1, pp. 28-42. .
- Tabutin, D. 1993. Evolution comparée de la mortalité en Afrique du Nord. *Social Science and Medicine*, vol. 36, n°10, pp. 1257-65 .