

## Fécondité et urbanisation en Côte d'Ivoire: existe t-il une transition urbaine de la fécondité?

Edouard Talnan, Patrice Vimard

► **To cite this version:**

Edouard Talnan, Patrice Vimard. Fécondité et urbanisation en Côte d'Ivoire: existe t-il une transition urbaine de la fécondité?. Villes du Sud: dynamiques, diversités et enjeux démographiques et sociaux, AUF ; Archives Contemporaines, pp.41-58, 2009. <ird-00592215>

**HAL Id: ird-00592215**

**<http://hal.ird.fr/ird-00592215>**

Submitted on 11 May 2011

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

*Ce texte représente la dernière version d'auteur d'un chapitre publié, dans un ouvrage collectif, avec la référence suivante : Talnan E., Vimard Patrice. Fécondité et urbanisation en Côte d'Ivoire : existe-t-il une transition urbaine de la fécondité ?. In : Amadou Sanni M. (dir.), Klissou P. (dir.), Marcoux R. (dir.), Tabutin D. (dir.) *Villes du Sud : dynamiques, diversités et enjeux démographiques et sociaux*. Paris (FRA) ; Paris : AUF ; Archives Contemporaines, 2009, p. 41-58. (AS.Actualité Scientifique). ISBN 978-2-914610-45-*

## **Fécondité et urbanisation en Côte d'Ivoire : existe-t-il une transition urbaine de la fécondité ?**

Édouard TALNAN\* et Patrice VIMARD\*\*

Avant la seconde guerre mondiale et jusqu'aux années soixante, on a assisté dans les sciences sociales occidentales à la montée en puissance d'une théorie générale du changement, la « théorie de la modernisation »<sup>1</sup>. Selon celle-ci, l'ensemble des transformations, de nature économique, sociale et démographique, découlait essentiellement des changements structurels profonds qu'étaient l'industrialisation et l'urbanisation. C'est dans le cadre de ce courant que furent développées la théorie du changement familial, dite de la nucléarisation (Parsons 1937, 1955) puis celle de la transition démographique. Si dans le modèle classique de la transition démographique (Notestein, 1945 ; Davis, 1945), l'urbanisation est l'un des cinq grands facteurs de transition (avec les taux de mortalité, d'alphabétisation, la densité rurale et les rendements agricoles), elle perd un peu de son importance dans la révision de Princeton (Coale et Hoover, 1958 ; Coale et Watkins, 1986), puis dans le modèle dit du développement équitable (Repetto, 1978 ; Cook et Repetto, 1982), qui, intégrant d'autres facteurs de transition, relativisent, plus ou moins fortement, le poids de l'urbanisation comme déterminant du changement démographique<sup>2</sup>.

Si l'urbanisation est apparue avec la théorie de la transition démographique comme un déterminant majeur de changement, elle n'avait pas été considérée jusque là comme un facteur primordial de transformation (Tabutin, 2003), contrairement à ce que l'on aurait pu attendre compte tenu du puissant mouvement de croissance des villes des 18<sup>e</sup> et 19<sup>e</sup> siècle dans un Occident en voie d'industrialisation. De même, les courants explicatifs du changement démographique qui remettent en question, à partir des années 1970, les fondements des théories de la modernisation ont peu parlé de l'urbanisation comme facteur ou moteur de changements. Il en fut ainsi dans les approches culturalistes (Berelson, 1966 ; Cleland et Wilson, 1987) et institutionnelles (McNicoll, 1982 ; Cain, 1985 ; Kreager, 1985) qui mirent bien davantage en évidence des facteurs culturels, idéologiques et de communication. En revanche, la ville a pris toute son importance, mais surtout comme un lieu de changement des systèmes de valeurs et de contrôle social chez Lesthaeghe (1980, 1988), ou de changement du mode de production, avec l'émergence du capitalisme, chez les néo-marxistes (voir à ce sujet Gonzales-Cortes, 1982 ; Piché et Poirier, 1995), changements considérés comme déterminants dans la transformation des régimes démographiques.

---

\* École nationale supérieure de statistique et d'économie appliquée (ENSEA, Abidjan, Côte d'Ivoire).

\*\* Institut de recherche pour le développement (IRD), Laboratoire Population-Environnement-Développement (LPED) UMR 151 IRD-Université de Provence.

<sup>1</sup> Cette montée en puissance procédait essentiellement de la domination du courant évolutionniste et fonctionnaliste dans la sociologie américaine, courant scientifique issu des travaux de T. Parsons et de ses élèves.

<sup>2</sup> Pour une lecture plus complète de l'évolution des modèles de transition démographique, on pourra se reporter à Vimard, 1997.

Si, avec une population urbaine représentant, en 2003, 38,7 % de la population totale, l'Afrique est le continent le moins urbanisé du monde, un tout petit peu moins que l'Asie, il est cependant celui qui s'urbanise le plus vite, et cela depuis les années 1950, et qui continuera à le faire dans les années à venir. Par exemple, l'accroissement de la population des villes africaines a été de 4,2 % durant le dernier quart du XX<sup>e</sup> siècle, contre 3,5 % en Asie et 2,8 % en Amérique latine et dans les Caraïbes (United Nations, 2004). Cette croissance urbaine rapide en Afrique, qui fera que plus de la moitié des Africains devrait vivre en ville en 2030, la différenciation croissante des infrastructures, des modes de vie et des modèles culturels, entre le monde urbain et les zones rurales, et le fait que la ville apparaisse comme un lieu où la fécondité est la plus faible (Shapiro et Tambashe, 2003), l'urbanisation se révélant comme l'un des facteurs de transition (Tabutin et Schoumaker, 2004) justifient l'intérêt porté aux relations entre fécondité et urbanisation en Afrique.

Pour analyser cette relation nous examinerons tout d'abord, dans cet article, la baisse de la fécondité selon le milieu de résidence en Afrique, avant de nous interroger à propos du cas de la Côte d'Ivoire, sur le rôle de la résidence en ville dans la transition de la fécondité.

## **1. La baisse de la fécondité selon le milieu de résidence en Afrique subsaharienne**

### ***1.1. Les différentiels de fécondité urbain-rural***

Dans tous les pays d'Afrique subsaharienne, la fécondité est plus faible en milieu urbain qu'en milieu rural, ce qui n'est pas une surprise (tableau 1). Mais la différence varie beaucoup d'un pays à l'autre, sans qu'il y ait de corrélation entre la différence de fécondité selon le milieu de résidence (en valeur absolue) et le niveau de la fécondité de l'ensemble de la population :  $R^2$  de 0,033 pour les 31 pays pour lesquels nous avons des données. La différence va de 0,3 enfant par femme en RCA jusqu'à 3,4 enfants par femme en Ouganda, soit un écart qui va de 1 à 10. Outre pour la RCA, le différentiel urbain-rural est inférieur à 1 enfant par femme en Mauritanie, au Rwanda et au Tchad. À l'autre extrémité, il est égal ou supérieur à 3 enfants par femme en Ouganda, comme nous l'avons vu, mais aussi au Burkina Faso, en Éthiopie et au Togo. Pour tous les autres pays, ce différentiel est compris entre 1 et 2,9 enfants par femme.

Quelle part de la fécondité de l'ensemble de la population, ce différentiel urbain-rural recouvre-t-il ? Là encore l'écart peut aller de 1 à 10. Le différentiel recouvre en effet seulement 6 % de la fécondité de l'ensemble de la population en RCA mais 60 % au Togo. Pour quatre pays, le différentiel représente moins de 20 % de la fécondité de l'ensemble de la population : RCA, Tchad, Rwanda et Mauritanie. Par contre, il représente plus de 50 % de la fécondité de l'ensemble de la population dans sept pays : Togo, Tanzanie, Ghana, Afrique du Sud, Éthiopie, Burkina Faso et Gabon. Ceux-ci constituent un groupe de pays où l'écart dans la fécondité du moment entre les populations urbaines et rurales est particulièrement fort, groupe de pays par ailleurs variés géographiquement, puisqu'ils se répartissent dans les quatre sous-régions de l'Afrique subsaharienne (australe, centrale, équatoriale et occidentale, partie la plus représentée avec 3 pays). Ces pays sont fort divers également quant à leur niveau de fécondité : avec un ISF général allant de 5,9 enfants (au Burkina Faso) à 2,9 enfants par femme (en Afrique du Sud). Cette intensité du différentiel urbain-rural apparaît par conséquent davantage comme une spécificité nationale que comme une donnée régionale ou une caractéristique liée à l'étape atteinte dans la transition de la fécondité.

Tableau 1. Indice synthétique de fécondité selon le milieu de résidence et rapport entre la fécondité urbaine et la fécondité rurale en valeur absolue et en valeur relative de la fécondité totale (données pour 31 pays d'Afrique subsaharienne enregistrées lors de l'enquête démographique et de santé réalisée après 1990 la plus récente)

Pays, année d'enquête	Indice synthétique de fécondité			Différentiel rural-urbain	
	Urbain	Rural	Total	R-U	(R-U)/Total
Afrique du Sud 1998	2,3	3,9	2,9	1,6	0,55
Bénin 2001	4,4	6,4	5,6	2,0	0,36
Burkina Faso 2003	3,4	6,5	5,9	3,1	0,53
Cameroun 2004	4,0	6,1	5,0	2,1	0,42
Comores 1996	3,8	5,0	4,6	1,2	0,26
Cote d'Ivoire 1998/99	4,0	6,0	5,2	2,0	0,38
Érythrée 2002	3,5	5,7	4,8	2,2	0,46
Éthiopie 2000	3,0	6,0	5,5	3,0	0,55
Gabon 2000	3,8	6,0	4,2	2,2	0,52
Ghana 2003	3,1	5,6	4,4	2,5	0,57
Guinée 1999	4,4	6,1	5,5	1,7	0,31
Kenya 2003	3,3	5,4	4,9	2,1	0,43
Lesotho 2004	1,9	4,1	3,5	2,2	0,63
Madagascar 2003/04	3,7	5,7	5,2	2,0	0,38
Malawi 2004	4,2	6,4	6,0	2,2	0,37
Mali 2001	5,5	7,3	6,8	1,8	0,26
Mauritanie 2000/01	4,1	4,8	4,5	0,7	0,16
Mozambique 2003	4,4	6,1	5,5	1,7	0,31
Namibie 2000	3,1	5,1	4,2	2,0	0,48
Niger 1998	5,6	7,6	7,2	2,0	0,28
Nigeria 2003	4,9	6,1	5,7	1,2	0,21
Ouganda 2000/01	4,0	7,4	6,9	3,4	0,49
RCA 1994/95	4,9	5,2	5,1	0,3	0,06
Rwanda 2000	5,2	5,9	5,8	0,7	0,12
Sénégal 1997	4,3	6,7	5,7	2,4	0,42
Soudan 1990	3,9	5,3	4,7	1,4	0,30
Tanzanie 2004/05	3,6	6,5	5,7	2,9	0,51
Tchad 2004	5,7	6,5	6,3	0,8	0,13
Togo 1998	3,2	6,3	5,2	3,1	0,60
Zambie 2001/02	4,3	6,9	5,9	2,6	0,44
Zimbabwe 1999	3,0	4,6	4,0	1,6	0,40

Source : <http://www.measuredhs.com> et calcul des auteurs.

### 1.2. L'évolution des différentiels de fécondité urbain-rural

Examinons ce qu'il en est de l'évolution de ce différentiel au cours de la baisse de la fécondité. Pour cela, nous pouvons considérer l'évolution des indices synthétiques de fécondité en milieu urbain et en milieu rural, d'une part pour la première enquête démographique et de santé, et d'autre part pour l'enquête la plus récente, ceci dans les 22 pays qui disposent d'au moins deux enquêtes démographique et de santé (tableau 2). Trois groupes de pays peuvent être distingués selon l'évolution de ce différentiel, sachant que quinze pays sont concernés par une augmentation du différentiel, ce qui signifie que, pour deux-tiers des pays, la transition de la fécondité est plus rapide, durant la période observée, en milieu urbain.

- Dans le premier groupe, l'augmentation dépasse ou atteint 1 enfant par femme. Six pays sont concernés : Cameroun, Mozambique, Niger, Tanzanie, Zambie et Ouganda où l'augmentation atteint un maximum de 1,5 enfants par femme ; ces pays subissent par conséquent une nette augmentation du différentiel urbain-rural durant la période récente.
- Dans le deuxième groupe, qui comprend 8 pays : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Ghana, Malawi, Mali, Sénégal, Tchad et Togo, l'augmentation est plus faible : de 0,2 à 0,8 enfant par femme ;
- À l'inverse des deux premiers groupes, le différentiel urbain-rural s'atténue durant la période d'observation dans le troisième groupe qui comprend 7 pays : l'Érythrée, le Kenya, Madagascar, la Namibie, le Nigeria, le Zimbabwe et tout particulièrement le Rwanda où le différentiel diminue de plus de 1 enfants par femme, consécutivement en partie à une hausse de la fécondité urbaine durant une période dramatique de l'histoire de ce pays (1992-2000).

Si l'on examine l'évolution du différentiel urbain-rural calculé en valeur relative de la fécondité totale, ce différentiel diminue dans seulement quatre pays : Madagascar, Nigeria, Rwanda et Zimbabwe. En Érythrée, il est stable, et dans les dix-sept autres pays le différentiel relatif augmente. Cette augmentation est forte dans certains d'entre eux. Ainsi, l'augmentation de ce différentiel est de plus de 0,2 au Cameroun, en Ouganda, en Tanzanie, au Togo et en Zambie, et égal à 0,3 au Ghana.

On observe par conséquent une fécondité plus faible en milieu urbain dans tous les pays d'Afrique subsaharienne, et la différence tend à s'accroître, en valeur absolue comme en valeur relative de la fécondité, dans une grande majorité de pays. La baisse de la fécondité à l'échelle des différents pays de l'Afrique subsaharienne s'accompagne donc actuellement plutôt d'un accroissement du différentiel entre les populations urbaines et celles vivant en zones rurales, ce qui correspond bien à ce que l'on peut attendre pour des pays qui se situent encore dans les phases initiales de leur transition de la fécondité.

Tableau 2. Évolution du différentiel de fécondité entre le milieu urbain et le milieu rural, en valeur absolue et en valeur relative (données pour 22 pays d'Afrique subsaharienne, enregistrées lors des enquêtes démographiques et de santé)

	Enquête initiale (t1)			Enquête finale (t2)			Évolution du différentiel rural-urbain	
	Urbain	Rural	Ensemble	Urbain	Rural	Ensemble	En valeur absolue (R-U t2)-(R-U t1)	En valeur relative de la fécondité totale (R-U/E t2)-(R-U/E t1)
Bénin 1996 - 2001	4,9	6,7	6,0	4,4	6,4	5,6	0,2	0,06
Burkina Faso 1993 - 2003	5,0	7,3	6,9	3,4	6,5	5,9	0,8	0,19
Cameroun 1991 - 2004	5,2	6,3	5,8	4,0	6,1	5,0	1	0,23
Cote d'Ivoire 1994 - 1998/99	4,7	6,4	5,7	4,0	6,0	5,2	0,3	0,09
Érythrée 1995 - 2002	4,2	7,0	6,1	3,5	5,7	4,8	-0,6	0,00
Ghana 1988 - 2003	5,3	7,0	6,4	3,1	5,6	4,4	0,8	0,30
Kenya 1989 - 2003	4,5	7,1	6,7	3,3	5,4	4,9	-0,5	0,04
Madagascar 1992 - 2003/04	3,8	6,7	6,1	3,7	5,7	5,2	-0,9	-0,09
Malawi 1992 - 2004	5,5	6,9	6,7	4,2	6,4	6,0	0,8	0,16
Mali 1987 - 2001	6,3	7,4	7,1	5,5	7,3	6,8	0,7	0,11
Mozambique 1997 - 2003	4,6	5,3	5,2	4,4	6,1	5,5	1	0,17
Namibie 1992 - 2000	4,0	6,3	5,4	3,1	5,1	4,2	-0,3	0,05
Niger 1992 - 1998	6,4	7,1	7,0	5,6	7,6	7,2	1,3	0,18
Nigeria 1990 - 2003	5,0	6,3	6,0	4,9	6,1	5,7	-0,1	-0,01
Ouganda 1988 - 2000/01	5,7	7,6	7,4	4,0	7,4	6,9	1,5	0,24
Rwanda 1992 - 2000	4,5	6,3	6,2	5,2	5,9	5,8	-1,1	-0,17
Sénégal 1986 - 1997	5,4	7,1	6,4	4,3	6,7	5,7	0,7	0,16
Tanzanie 1992 - 2004/05	5,1	6,6	6,2	3,6	6,5	5,7	1,4	0,27
Tchad 1996/97 - 2004	5,9	6,5	6,4	5,7	6,5	6,3	0,2	0,03
Togo 1988 - 1998	4,9	7,3	6,4	3,2	6,3	5,2	0,7	0,22
Zambie 1992 - 2001/02	5,8	7,1	6,5	4,3	6,9	5,9	1,3	0,24
Zimbabwe 1988 - 1999	3,8	6,2	5,4	3,0	4,6	4,0	-0,8	-0,04

Source : <http://www.measuredhs.com> et calcul des auteurs.

## 2. Le rôle de l'urbanisation dans la transition de la fécondité en Côte d'Ivoire

Afin de mieux comprendre le rôle de la résidence en milieu urbain dans la baisse de la fécondité et le lien que peut avoir cette variable avec les autres facteurs de transition, nous allons considérer le cas de la Côte d'Ivoire. Ce pays a été choisi car l'urbanisation y a été rapide, près de la moitié de la population résidant aujourd'hui en ville<sup>3</sup>, et que nous disposons de données pour y suivre l'évolution de la fécondité, depuis l'enquête ivoirienne de fécondité de 1980-81 jusqu'à l'enquête démographique et de santé de 1998-99, et de nombreuses analyses pour comprendre l'évolution des comportements reproductifs (voir entre autres : Anoh *et al.*, 2004 ; Fassassi et Vimard, 2002 ; Talnan, 2005)

### 2.1. La baisse de la fécondité selon le milieu de résidence en Côte d'Ivoire

Depuis le début des années 1980, où elle peut être mesurée, la baisse de la fécondité est plus rapide en milieu urbain qu'en zone rurale : en 1980-81, la fécondité urbaine était inférieure de 1,1 enfant à la fécondité rurale, et près de vingt ans plus tard cet écart a presque doublé et il est de 2 enfants par femme (tableau 3). A l'intérieur du milieu urbain, les villes n'ont pas eu une évolution uniforme de leur fécondité. En effet si, durant la phase initiale (1980-81 à 1994), la fécondité a baissé plus vite à Abidjan<sup>4</sup> que dans les autres villes (c'est-à-dire les villes secondaires du pays), il n'en a pas été de même ensuite (de 1994 à 1998-99) où la baisse a diminué plus rapidement dans ces autres villes. Au terme de la période d'observation, l'écart entre Abidjan et les villes secondaires a malgré tout doublé : de 0,4 à 0,8 enfant par femme. La transition de la fécondité s'accomplit donc en Côte d'Ivoire avec une différenciation des niveaux de fécondité entre les milieux de résidence, comme cela se rencontre le plus communément durant les premières phases de la transition. Avec une base de 100 en 1980-81, la fécondité est en 1998-99 de 55 à Abidjan, 62 dans les autres villes et 78 en milieu rural.

Tableau 3. Indice synthétique de fécondité\* selon le milieu de résidence en Côte d'Ivoire, 1980-81 à 1998-99

Milieu <sup>5</sup> de résidence	EIF 1980-81	EDS 1994	EDS 1998-99	Écart			Niveau 1998-99 base 100 en 1980
	(1)	(2)	(3)	(2) - (1)	(3) - (2)	(3) - (1)	
Abidjan	6,4	4,1	3,5	- 2,3	- 0,6	2,9	55
Autres villes	6,8**	5,5**	4,3**	- 1,3	- 1,2	2,5	63
Ensemble urbain	6,6**	4,7	4,0	- 1,9	- 0,7	2,6	61
Ensemble rural	7,7	6,4	6,0	- 1,3	- 0,4	1,7	78
Ensemble	7,4	5,7	5,2	- 1,7	- 0,5	2,2	70

Sources : EIF : Direction de la Statistique, 1984 ; EDS 1994 : N'Cho *et al.*, 1995 ; EDS 1998-99 : INS et Macro, 2001.  
\* indice de 15 à 49 ans pour la période de cinq années précédant l'enquête.  
\*\* estimation.

<sup>3</sup> La part de la population urbaine en Côte d'Ivoire peut être estimée à 2,1 % en 1921, 35 % en 1975, période à laquelle s'amorce la baisse de la fécondité, et 43 % en 1999.

<sup>4</sup> Abidjan est la capitale économique du pays et, à cause de l'importance des infrastructures qui s'y trouvent, elle attire un nombre important de populations des autres régions du pays et de la sous région ouest africaine.

<sup>5</sup> En Côte d'Ivoire les données ont été, depuis l'enquête à passages répétés de 1978-1979 jusqu'à l'EDS de 19994, présentées selon les grandes « strates du pays » qui étaient définies en croisant la zone géographique (forêt ou savane) et le milieu d'habitat (urbain et rural) ; Abidjan constituant une strate à part entière. C'est pourquoi certaines de nos données sont estimées à partir des informations publiées par strate.

## 2.2. La résidence en milieu urbain comme facteur de la baisse de la fécondité

Pour avoir une idée plus claire de l'impact de la résidence urbaine sur la baisse de la fécondité en Côte d'Ivoire, nous avons procédé à une analyse de régression multivariée, en utilisant un modèle linéaire pour la parité atteinte et un modèle de Poisson pour les naissances au cours des 5 dernières années avant l'enquête. En utilisant les données de l'enquête démographique et de santé de 1994, nous avons à chaque fois construit deux modèles : un modèle vide qui permet d'apprécier les variations contextuelles de la fécondité et un modèle complet qui intègre comme variable explicative le lieu de résidence de la femme au moment de l'enquête dont l'effet est contrôlé par celui de la durée de cette résidence et des autres variables explicatives individuelles et collectives de la fécondité : âge, instruction, expérience du décès d'un enfant, confiage des enfants à d'autres ménages, ethnie, situation matrimoniale, occupation, structure familiale du ménage, niveau de vie au niveau du ménage et de la communauté, niveau de la mortalité dans la localité, niveau de scolarisation local, pourcentage d'enfants scolarisés et pourcentage de femmes utilisant la contraception dans la localité (tableau annexe 1).

Pour les naissances au cours des cinq dernières années avant l'enquête, les résultats sont présentés sous forme de ratios d'incidence ou *incidence rate ratio* (IRR). Ce sont des coefficients qui traduisent le rythme auquel les naissances surviennent chez une catégorie de femmes comparée à une catégorie de référence. C'est la transformation par la fonction exponentielle des coefficients  $\beta$  fournis par le modèle log-linéaire. L'interprétation des résultats se fait par rapport à cette catégorie de référence dont la valeur du ratio d'incidence est égale à 1. Une valeur de IRR supérieure à 1 indique que les naissances surviennent à un rythme plus accéléré par rapport à la catégorie de référence. Une valeur de IRR inférieure à 1 nous indique que le rythme auquel ces événements ont lieu est ralenti par rapport à la catégorie de référence.

Pour la fécondité du moment, l'estimation du modèle vide donne une constante égale à  $-0,223$  (IRR=0,8) et une erreur standard égale à 0,021 (tableau 4). Les variances estimées à partir de ce modèle figurent dans la quatrième colonne en bas de ce tableau. Elles montrent l'existence d'une variation significative de la fécondité ( $P < 0,01$ ) entre les différentes grappes ( $\sigma_v^2 = 0,059$ ) et les ménages ( $\sigma_u^2 = 0,064$ ) avec une erreur standard respectivement égale à 0,009 et 0,016. Dans le modèle complet, la prise en compte des variables explicatives modifie considérablement la variation de la fécondité au cours des cinq dernières années entre les grappes et entre les ménages à l'intérieur des grappes. La constante passe à  $-4,828$  (IRR=0,008), la variance inter grappes s'annule, traduisant le fait que l'essentiel des variations contextuelles de la fécondité est lié aux variables incluses dans le modèle.

### *Les facteurs de la fécondité du moment*

L'expérience de la mortalité des enfants, le statut matrimonial de la femme, le fait d'être instruit au niveau secondaire au moment de l'enquête et l'occupation semblent être les principaux facteurs individuels responsables de cette variation contextuelle et significative de la fécondité du moment. En effet, les résultats du modèle complet montrent que le fait de connaître le décès d'un des enfants augmente les naissances au cours des cinq dernières années de 40,5 %. Celles qui n'ont aucun enfant confié ont un nombre d'enfants nés vivant au cours de cette période inférieure de 16 % à celui observé chez les femmes qui ont déclaré avoir un enfant hors du ménage. Les femmes mariées ont une fécondité du moment plus élevée de 52 % à celle des femmes célibataires alors qu'elle est plus faible de 36 % chez les femmes veuves, divorcées ou séparées. Le fait d'être instruit au niveau secondaire diminue la fécondité au cours des cinq dernières années avant l'enquête de 18 % par rapport aux femmes sans instruction. On ne note aucune différence significative entre les femmes de niveau



d'instruction primaire et celles sans instruction. Seules les femmes sans activité économique ou celles travaillant dans le secteur informel ont une fécondité significativement différente ( $p < 0,01$ ) de celle des agricultrices avec des ratios d'incidence respectivement égaux à 0,921 et 0,944.

Il y a une relation significative entre la structure familiale du ménage et la fécondité du moment. Celle-ci se traduit, pour les ménages composés de familles élargies (monogames ou polygames), et par rapport aux ménages composés de famille nucléaire qui sont la catégorie de référence, par une hausse respectivement de 16,5 % et 14 % du rythme auquel les naissances surviennent au cours des cinq dernières années avant l'enquête. La fécondité au cours des cinq dernières années augmente significativement à mesure que le niveau de vie du ménage se dégrade de sorte que les femmes vivant dans des ménages de niveau moyen ou bas ont plus d'enfants que celles dont les conditions de vie dans le ménages sont bonnes (le ratio d'incidence étant respectivement égal à 1,139 et 1,073). La fécondité du moment diminue cependant 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 de 9 % (IRR=0,906) par rapport à celle des femmes qui résident dans des ménages dont le chef de ménage n'a aucune instruction.

S'agissant de l'effet des autres variables explicatives contextuelles, on peut remarquer que l'impact de la résidence à Abidjan sur les naissances au cours des cinq dernières années est particulièrement manifeste et persistant ( $P < 0,01$ ) même en présence des autres variables. Il se traduit par une baisse de la fécondité de 25 % par rapport aux femmes des zones rurales. Il n'y a aucune différence significative entre la fécondité des femmes résidant dans les autres villes et celle des femmes du milieu rural. A l'échelle de la localité de résidence de la femme, le niveau de développement local induit des différences significatives entre les femmes qui se traduisent par une fécondité plus faible de 10 % chez les femmes qui vivent dans des localités d'un niveau de développement moyen et de 12 % chez les femmes qui vivent dans des localités d'un niveau bas comparées des localités dont le niveau de vie est élevé.

#### *Les facteurs de la parité atteinte*

Pour la parité atteinte au moment de l'enquête, l'estimation du modèle vide montre qu'en moyenne, les femmes ont donné naissance à 3,00 enfants vivants et que 4,5 % des variations de cette parité atteinte au moment de l'enquête sont expliqués par les différences entre les différentes grappes urbaines ou rurales. Alors qu'il n'y a aucune différence significative entre les femmes du point de vue de leur fécondité à l'intérieur d'un même ménage ( $\sigma_{u0}^2 = 0,000$ ). L'essentiel des variations de cette parité atteinte étant expliquée au niveau individuel ( $\sigma_e^2 = 8,327$ ).

En contrôlant, dans le modèle complet, l'effet de l'âge et des autres variables individuelles et contextuelles, on s'aperçoit que les grappes et les individus perdent une partie de leurs effets sur la fécondité au profit des ménages. La variance de l'erreur contextuelle augmente au niveau des ménages et atteint 0,157. Au niveau des grappes, la variance des résidus contextuels s'annule. Dans ce modèle, à part le groupe des autres africains qui est associé à une baisse significative de la fécondité, l'appartenance aux autres groupes ethniques n'a aucun effet significatif sur la fécondité par rapport au groupe akan. L'expérience du décès d'un enfant augmente la parité atteinte de 1,657 enfants quand le fait pour une femme d'avoir un enfant confié à un autre ménage la diminue de 1,239 enfants ( $p < 0,01$ ). L'éducation de la femme est associée à une baisse de la fécondité mais, comme nous l'avons vu précédemment, cet effet n'est significatif qu'au delà du niveau primaire ( $P < 0,01$ ) et se traduit par une baisse de 0,320 enfant. 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. De même, la

parité atteinte au moment de l'enquête est significativement plus faible ( $P < 0,01$ ) dans le groupe de femmes exerçant une activité économique dans les secteurs formel (-0,379), informel (-0,138) ou chez celles n'exerçant aucune activité économique (-0,165).

Toutes les modalités des variables relatives aux conditions de vie des femmes dans leur ménage de résidence ont un effet significatif sur les naissances cumulées sauf le niveau de vie. Pour les ménages sans familles nucléaires, cet effet se manifeste par une baisse de la parité atteinte de 0,161 enfant et une hausse chez les femmes dont la structure du ménage est de type élargi monogame ou élargie polygame de respectivement 0,260 enfant et 0,241 enfant ( $p < 0,01$ ). Un niveau d'instruction secondaire ou supérieur atteint par le chef de ménage entraîne une baisse significative de la fécondité cumulée chez la femme de 0,189 enfant ( $P < 0,01$ ) contrairement à l'instruction primaire qui n'a aucun significatif sur cette variable.

À l'échelle de la communauté de résidence de la femme au moment de l'enquête, les résultats montrent que le fait de vivre dans la ville d'Abidjan entraîne une baisse de la fécondité de 0,472 enfant lorsque le fait de vivre dans les autres villes n'a aucun effet significatif sur la parité atteinte au moment de l'enquête. De même, le niveau de développement de la localité de résidence de la femme a un effet sur la parité déclarée lors de l'enquête. Les femmes qui vivent dans des localités non développées ont les niveaux de fécondité les plus faibles avec une différence moyenne de 0,244 enfant par femme par rapport à celles qui vivent dans la modernité. Une autre variable contextuelle qui a un effet significatif important sur la parité atteinte au moment de l'enquête est le niveau de la mortalité atteint par la communauté. Dans les localités où ce niveau est supérieur à 100 pour mille, les femmes ont une fécondité toujours inférieure de 0,121 enfant à celle des autres ( $p < 0,01$ ). De même, lorsque le pourcentage de femmes utilisant la contraception est élevé dans une localité cela diminue la fécondité de 0,005 enfant.

### ***2.3. Les facteurs de la baisse de la fécondité en milieu urbain***

Dans cette partie, nous analyserons dans un premier temps les facteurs explicatifs de la fécondité dans l'ensemble du milieu urbain (Abidjan et autres villes). Puis dans un second temps nous examinerons ces facteurs successivement à Abidjan puis dans les autres villes du pays, afin de dégager les différences entre ces deux secteurs de résidence. Pour ce faire, nous procédons comme au niveau national en construisant un modèle vide permettant d'apprécier les variations de la fécondité entre les différentes grappes urbaines et ensuite nous construisons un modèle complet en vue de déterminer les facteurs responsables de ces différences contextuelles.

L'analyse montre que l'expérience du décès d'un enfant, l'instruction de la femme, le confiage des enfants, la situation matrimoniale et l'occupation de la femme demeurent des facteurs individuels associés à la baisse de la fécondité en milieu urbain (tableau annexe 2) comme ils le sont au niveau national. La fécondité est plus élevée chez les femmes mariées et celles qui sont veuves, divorcées ou séparées comparées aux célibataires, mais ces dernières ont une fécondité du moment plus élevée que celle des veuves, divorcées ou séparées. Les femmes qui ont vécu l'expérience du décès d'au moins un de leurs enfants ont des niveaux de fécondité plus élevés que les autres ( $\beta = 1,511$  et  $IRR = 1,428$ ). Cependant celles qui n'ont pas d'enfants confiés à d'autres ménages au moment de l'enquête ont déclaré une parité atteinte inférieure de 1,161 enfant ( $\beta = 1,161$ ) et une fécondité du moment inférieure de 18 % ( $IRR = 0,823$ ) à celle des autres femmes. Les femmes ayant atteint le niveau d'instruction secondaire ont 0,298 enfant de moins que les analphabètes et elles ont une fécondité du moment inférieure de 20 % à celles de leurs homologues non instruites. Comparées aux femmes agricultrices, les femmes sans travail ou celles exerçant dans les secteurs formel ou

informel ont des niveaux de fécondité plus bas respectivement de 0,418 enfant, 0,557 enfant et 0,322 enfant ( $p < 0,01$ ), et des niveaux de fécondité du moment également inférieurs.

Au niveau du ménage, l'instruction du chef du ménage a un effet réducteur de la fécondité de 0,227 enfant pour la parité atteinte et de 12 % pour les naissances au cours des 5 dernières années. De même, la structure familiale du ménage induit des différences significatives entre les femmes du point de vue de leur fécondité. Celle-ci augmente chez les femmes dont la structure familiale du ménage est de type élargi monogame ou polygame et diminue chez celles dont le ménage est sans famille nucléaire. Comme dans le modèle national, une dégradation des conditions de vie du ménage entraîne une augmentation significative de la fécondité qu'il s'agisse de la parité totale ( $\beta = 0,277$ ) ou des naissances au cours des 5 dernières années avant l'enquête ( $IRR = 1,148$ ). De toutes les variables considérées au niveau du contexte local, seuls la résidence à Abidjan, le pourcentage d'enfants scolarisés dans le quartier, la mortalité des enfants et le pourcentage de personnes utilisant la contraception ont un effet significatif sur la fécondité. L'effet de la résidence à Abidjan se manifeste par une baisse de la parité atteinte de 0,198 enfant chez les femmes de cette ville et elle a un effet réducteur sur la fécondité du moment de 14 % ( $IRR = 0,856$ ) chez ces mêmes femmes, comparées à celles des autres villes ( $p < 0,01$ ), marquant la distinction qui existe, en matière de fécondité, entre la métropole et les autres villes.

Une analyse plus approfondie permet de constater que les facteurs qui sont associés à la baisse de la fécondité à Abidjan sont presque identiques à ceux qui le sont dans les autres villes (voir les tableaux annexe 3 et 4 pour le détail des résultats, et le tableau 4 qui résume les principaux effets). Il s'agit principalement de la situation matrimoniale de la femme, de l'expérience qu'elle a vécue par rapport aux décès de ces enfants, du confiage de certains de ses enfants à d'autres ménages, du niveau d'instruction atteint au moment de l'enquête et de la structure familiale du ménage de résidence de la femme. Mais dans la capitale économique (Abidjan), le niveau de vie du ménage n'a pas d'effet significatif sur la fécondité alors qu'il influence celle-ci dans les autres villes, un effet qui est un effet réducteur conformément à l'hypothèse d'une transition de la fécondité entraînée par la modernisation.

De même, à l'échelle du ménage et de l'individu, les effets de l'instruction du chef de ménage et de l'occupation de la femme sur la fécondité du moment sont significatifs dans les autres villes où le fait de résider dans un ménage où le chef a atteint le niveau secondaire, d'être inactif ou d'exercer une activité économique dans le secteur informel font baisser les naissances au cours des 5 dernières années par rapport aux femmes agricultrices ou dont le chef de ménage est analphabète. Mais ils ne le sont pas dans la ville d'Abidjan où les femmes ne se distinguent pas les unes des autres par leurs naissances sur les 5 dernières années selon qu'elles sont dans des ménages où le chef est instruit ou qu'elles exercent une activité dans les secteurs formels, informels ou agricoles. Cela pourrait s'expliquer par le fait que dans la capitale (Abidjan), l'accès à l'information sur la planification familiale et aux services de santé en matière de reproduction est relativement aisé pour toute la population, de sorte que les éléments qui font valoir les différences de fécondité entre les femmes ne sont pas perceptibles.

Tableau 4. Récapitulatif des principaux effets sur la fécondité selon la nature de l'échantillon

Caractéristiques individuelles et collectives	National (N=7 798)		Urbain (N=3 805)		Abidjan (N=1 268)		Autres villes (N=2 537)	
	Parité totale atteinte	Fécondité au cours des 5 dernières années	Parité totale atteinte	Fécondité au cours des 5 dernières années	Parité totale atteinte	Fécondité au cours des 5 dernières années	Parité totale atteinte	Fécondité au cours des 5 dernières années
<b>Variables individuelles</b>								
Ethnie de la femme	ns	ns	***	ns	ns	ns	ns	ns
État matrimonial	***	***	***	***	***	***	***	***
Décès des enfants	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++	+++
Confiance des enfants	---	---	---	---	---	---	---	---
Instruction	---	---	---	---	---	---	---	---
Occupation de la femme	***	***	***	***	***	ns	***	***
<b>Variables du ménage</b>								
Instruction du chef de ménage	---	---	---	---	---	ns	---	---
Structure du ménage	***	***	***	***	***	***	***	***
Niveau de vie du ménage	ns	---	---	---	ns	ns	---	---
<b>Variables contextuelles</b>								
Lieu de résidence	***	***	***	***	NC	NC	NC	NC
Niveau de développement local	+++	+++	NC	NC	NC	NC	ns	ns
% d'enfants scolarisés	+++	---	+++	---	ns	ns	ns	ns
% de personnes scolarisées	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Mortalité infanto-juvénile	---	ns	ns	+++	ns	+++	ns	ns
% de femmes utilisant la contraception	---	---	---	ns	ns	ns	ns	ns
***effet significatif ; +++ effet significatif et positif ; --- effet significatif et négatif ; ns non significatif ; NC non concerné.								

### 3. Conclusion

Dans toute l'Afrique subsaharienne, on observe une fécondité plus faible en milieu urbain, et le différentiel a eu tendance, durant les deux dernières décennies, à s'accroître dans une grande majorité de pays. Les premières phases de transition de la fécondité, que connaissent les différents pays du sous-continent, s'accompagnent par conséquent d'un accroissement de l'effet réducteur de l'urbanisation sur la fécondité.

La situation en Côte d'Ivoire confirme cet état de fait, en nous indiquant que c'est dans la métropole nationale, Abidjan, que la fécondité y est la plus basse, comme cela se retrouve dans les autres pays africains où la différence des niveaux de fécondité entre la métropole et les autres villes peut être mesurée (Shapiro et Tambashe, 2003).

La construction de modèles multivariés, pour la parité atteinte et la fécondité du moment (naissances au cours des 5 dernières années avant l'enquête), nous montre que la résidence à Abidjan a un effet négatif significatif sur la fécondité du moment comme sur la parité atteinte, à l'échelle nationale comme à l'échelle du seul milieu urbain, et ce même en intégrant aux différents modèles les autres variables ayant un effet significatif sur la fécondité. Ceci nous indique que l'effet de la résidence à Abidjan sur la fécondité ne se limite pas à celui des différences qu'il peut y avoir, entre cette ville et le milieu rural, en matière d'instruction, d'activités économiques, de niveau de vie, de niveau de mortalité, de prévalence contraceptive, mais qu'il va au-delà. En revanche, le fait de résider dans une autre ville n'a pas d'effet significatif sur la fécondité à l'échelle nationale.

Les facteurs associés à la baisse de la fécondité dans l'ensemble du milieu urbain, comme à Abidjan et dans les autres villes sont presque identiques. Il s'agit principalement de la situation matrimoniale de la femme, de l'expérience qu'elle a vécue par rapport aux décès de ces enfants, du confiage de certains de ses enfants à d'autres ménages, de l'occupation principale de la femme, du niveau d'instruction atteint au moment de l'enquête par la femme et par son conjoint, de la structure familiale du ménage de résidence de la femme. Mais à Abidjan, le niveau de vie du ménage n'a pas d'effet significatif sur la fécondité alors qu'il influence celle-ci dans les autres villes et dans l'ensemble du milieu urbain. Dans la mesure où la différenciation des niveaux de vie des ménages est réelle à Abidjan avec une échelle des revenus, des niveaux de consommation et du confort de l'habitat particulièrement importante, on peut penser que cet effet du niveau de vie est entièrement médiatisé par d'autres variables (activité et instruction notamment) à l'inverse de ce qui peut se passer dans les autres villes, où l'effet d'un niveau de vie élevé est fortement et significativement réducteur de la fécondité.

En résumé, on peut dire qu'il y a une transition de la fécondité plus prononcée en ville qu'en milieu rural et ce tout particulièrement dans la métropole ivoirienne. Cette affirmation de la transition de la fécondité procède de l'effet de facteurs qui sont d'ordre individuel ou qui sont propres au ménage ou au contexte local, comme l'instruction, l'exercice d'une activité dans le secteur formel et le niveau de vie élevé du ménage. Tous facteurs qui se rencontrent davantage en milieu urbain, et selon des degrés variables selon la nature des villes, ce qui explique la différenciation du niveau de fécondité selon la ville. Mais cette affirmation de la transition de la fécondité, plus précoce et plus rapide en ville, procède également d'un effet propre à la résidence en milieu urbain, dont on pourrait ici avancer l'hypothèse qu'il relève d'un effet de concentration de population, effet de concentration qui joue ici dans l'ordre démographique comme il peut jouer également en matière économique.

## Références bibliographiques

- Anoh A., Fassassi R. et Vimard P., 2004, « Politique de population et planification familiale en Côte d'Ivoire », in Gautier A. (ed.), *Les politiques de planification familiale. Cinq expériences nationales*, Paris, CEPED-LPED-CERPOS : 195-231.
- Berelson B., 1966, « KAP Studies on Fertility », in Berelson B. et al. (éds.), *Family Planning and Population Programs*, Chicago, University of Chicago Press : 655-668.
- Cain M., 1985, « On the Relationship between Landholding and Fertility », *Population Studies*, 39 : 5-15.
- Cleland J. et Wilson C., 1987, « Demand Theories of the Fertility Transition : An Iconoclastic View », *Population Studies*, vol. 41, n° 1 : 5-30.
- Coale A.J. et Hoover E., 1958, *Population Growth and Economic Development in Low-Income Countries*, Princeton University Press, Princeton.
- Coale A. J. et Watkins S.C. (éds.), 1986, *The decline of fertility in Europe*, Princeton University Press, Princeton.
- Cook S.L. et Repetto R., 1982, « The Relevance of the Developing Countries to Demographic Transition Theory : Further Lessons from the Hungarian Experience », *Population Studies*, vol. 36, n° 1 : 105-128.
- Davis K., 1945, « The World Demographic Transition », *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 237 : 1-11.
- Direction de la Statistique, 1984. – *Enquête ivoirienne sur la fécondité 1980-1981. Rapport principal. Volume I : Analyse des principaux résultats. Volume II : Tableaux statistiques.* – Abidjan, Ministère de l'Économie et des finances.
- Fassassi R. et Vimard P., 2002, « Pratique contraceptive et contrôle de la fécondité en Côte d'Ivoire », in Guillaume A., Desgrées du Loû A., Zanou B. et Koffi N. (éds.), *Santé de la reproduction en Afrique*, Abidjan, Enseas-Fnuap-IRD : 189-213.
- Gonzalez-Cortes G., 1982, « Styles of development and fertility decline : some theoretical guidelines », in Höhn C. et Mackensen R., *Determinants of Fertility Trends: Theories Re-examined*, IUESP, Ordina éditions, 1982 : 225-247.
- INS (Institut National de la Statistique) et ORC Macro, 2001, *Enquête démographique et de santé Côte d'Ivoire 1998-1999* – Abidjan, Calverton, 298 p.
- Kreager P., 1985, « Interpreting Social Structures for Comparative Fertility Analysis », in *Congrès International de la Population, Florence 1985*, vol. 2, UIESP, Liège : 21-32.
- Lesthaeghe R., 1980, « On the Social Control of Human Reproduction », *Population and Development Review*, vol. VI, n° 4 : 527-548.
- Lesthaeghe R., 1988, « Cultural dynamics and economic theories of fertility change », *Population and Development Review*, vol. XIV, n° 1 : 1-45.
- McNicoll G., 1982, « Institutional Determinants of Fertility Change », in Höhn C. et Mackensen R. (éds.), *Determinants of Fertility Trends : Theories Re-examined*, UIESP, Ordina-éditions, Liège : 147-168.
- N'Cho S., Kouassi L., Koffi K. A., Schoemaker J., Barrère M., Barrère B. et Poukouta P., 1995, *Enquête démographique et de santé en Côte d'Ivoire 1994.* – Institut national de la statistique/Macro International Inc., 294 p.
- Notestein F.W., 1945, « Population : the long view », in Schultz T.W. (éd.), *Food of the World*, Chicago, Chicago University Press : 36-57.
- Parsons T., 1937, *The structure of social action*, New York, McGraw-Hill.

- Parsons T., 1955, « The Kinship System of the Contemporary United States », in Bourricaud F. (éd.), *Eléments pour une sociologie de l'action*, Paris, Plon : 129-150.
- Piché et Poirier, 1995, « Divergences et convergences dans les discours et théories de la transition démographique », in Tabutin D., Eggericks T. et Gourbin C. (eds), *Transitions démographiques et sociétés, Actes de la Chaire Quetelet 1992*, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan : 111-132.
- Repetto R., 1978, « The Interaction of Fertility in the Size Distribution of Income », *The Journal of Development Studies*, vol. 14.
- Shapiro D. et Tambashe O., 2003, « Villes et transition de la fécondité en Afrique au Sud du Sahara », in Eggericks T., Gourbin C., Schoumaker B., Vandeschrick C. et Vilquin É. (eds), *Populations et défis urbains. Actes de la Chaire Quetelet 1999*, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan : 605-625.
- Tabutin D., 2003, « La ville et l'urbanisation dans les théories du changements démographiques », in Eggericks T., Gourbin C., Schoumaker B., Vandeschrick C. et Vilquin É. (eds), *Populations et défis urbains. Actes de la Chaire Quetelet 1999*, Louvain-la-Neuve, Academia-Bruylant/L'Harmattan : 17-50.
- Tabutin D. et Schoumaker B., 2004, « La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000 », *Population*, 59 (3-4) : 521-622.
- Talnan, 2005, *Inégalités sociales et transition de la fécondité en contexte de crise économique : le cas de la Côte d'Ivoire*, Thèse de doctorat de démographie, Université de Paris X, 332 p. + annexes XI p.
- United Nations, 2004, *World Urbanization Prospects. The 2003 Revision*, 335 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, 31 p.

## Annexe

Tableau annexe 1. Modèle linéaire multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et modèle de Poisson multiniveau sur les naissances au cours des 5 dernières années, au niveau national selon les données de l'EDSCI 1994 (N=7 798)

Variables explicatives	Parité atteinte		Naissance au cours des 5 dernières années	
	Modèle vide	Modèle complet	Modèle vide	Modèle complet
Constante	3,008 ***	-2,566 ***	0,8 ***	0,008 ***
<b>Variabiles individuelles</b>				
Age de la femme		0,223 ***		1,385 ***
Age au carré		-0,001 ***		0,994 ***
Ethnie de la femme (Akan)				
Krou		0,002 ns		0,999 ns
Mandé du Nord et Gur		-0,060 ns		0,934 **
Mandé du Sud		-0,107 ns		0,979 ns
Autres africains		-0,117 **		0,960 ns
Situation matrimoniale (Célibataires)				
En union		0,982 ***		1,519 ***
Veuve/divorcée/séparée		0,421 ***		0,636 ***
Expérience du décès d'un enfant (Aucun)				
Au moins un décès		1,657 ***		1,405 ***
Confiage des enfants (a un enfant confié)				
Aucun enfant confié		-1,239 ***		0,840 ***
Niveau d'instruction (Sans instruction)				
Primaire		-0,030 ns		1,013 ns
Secondaire & +		-0,320 ***		0,824 ***
Occupation de la femme (agricultrice)				
Sans travail		-0,165 ***		0,927 **
Formel		-0,379 ***		0,906 ns
Informel		-0,138 ***		0,944 **
<b>Variabiles liées au ménage</b>				
Instruction du CM (Sans instruction)				
Primaire		0,060 ns		0,915 ns
Secondaire & +		-0,189 ***		0,906 ***
Structure du ménage (famille nucléaire)				
Sans famille nucléaire		-0,161 ***		1,015 ns
Elargie monogame		0,260 ***		1,165 ***
Elargie polygame		0,241 ***		1,142 ***
Niveau de vie du ménage Elevé)				
Moyen		0,047 ns		1,139 ***
Bas		-0,013 ns		1,073 **
<b>Variabiles liées au contexte local</b>				
Lieu de résidence (campagne/village)				
Abidjan		-0,472 ***		0,748 ***
Autres villes		-0,027 ns		1,003 ns
Niveau de développement local (Elevé)				
Moyen		-0,178 ns		0,898 ***
Bas		-0,244 ***		0,881 ***
% d'enfants scolarisés dans le quartier		0,003 **		0,997 ***
% de personnes scolarisées (<50 %)				
≥ 50 %		-0,045 ns		1,044 ns
Mortalité infantile (<100 p.1000)				
≥ 100 p.1000		-0,121 ***		0,992 ns
% de personnes utilisant la contraception		-0,005 ***		0,998 **
Variance au niveau des grappes ( $\sigma_v^2$ )	0,397 ***	0,011 ns	0,059 ***	0,000 ns
Variance au niveau des ménages ( $\sigma_\mu^2$ )	0,000	0,157 ***	0,064 ***	0,064 ns
Variance au niveau des individus ( $\sigma_e^2$ )	8,327 ***	2,407 ***	0,827 ****	0,668 ***
-2Log (vraisemblance)	38872,750	29476,610		-
*** Significatif à p<0.01 ** Significatif à p<0.05 * Significatif à p< 0.1 ns Non significatif à p<0.1				
() Modalité de référence.				
Les tirets (-) signifient que la variable correspondante est non concernée				



Tableau annexe 2. Modèle linéaire multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et modèle de Poisson multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et les naissances au cours des 5 dernières années avant l'enquête en milieu urbain, selon les données de l'EDSCI 1994 (N=3 805)

Variables explicatives	Parité atteinte		Naissances au cours des 5 dernières années	
	Modèle vide	Modèle complet	Modèle vide	Modèle complet
Constante	2,560***	-2,000 ***	0,724 ***	0,004 ***
<b>Variabiles individuelles</b>				
Age de la femme		0,130 ***		1,409 ***
Age au carré		0,000 ***		0,994 ***
Ethnie de la femme (Akan)				
Krou		0,171 ***		1,073 ns
Mandé du Nord et Gur		-0,048 ns		0,961 ns
Mandé du Sud		-0,014 ns		0,976 ns
Autres africains		-0,128 *		0,945 ns
Situation matrimoniale (Célibataires)				
En union		0,912 ***		1,608 ***
Veuve/divorcée/séparée		0,255 ***		0,569 ***
Expérience du décès d'un enfant (Aucun)				
Au moins un décès		1,511 ***		1,428 ***
Confiage des enfants (a un enfant confié)				
Aucun enfant confié		-1,161 ***		0,823 ***
Niveau d'instruction (Sans instruction)				
Primaire		0,008 ns		1,051 ns
Secondaire & +		-0,298 ***		0,799 ***
Occupation de la femme (agricultrice)				
Sans travail		-0,418 ***		0,862 **
Formel		-0,557 ***		0,875 ns
Informel		-0,322 ***		0,867 **
<b>Variabiles liées au ménage</b>				
Instruction du CM (Sans instruction)				
Primaire		-0,051 ns		0,907 ns
Secondaire & +		-0,227 ***		0,882 ***
Structure du ménage (famille nucléaire)				
Sans famille nucléaire		-0,209 ***		1,048 ns
Elargie monogame		0,296 ***		1,283 ***
Elargie polygame		0,260 ***		1,250 ***
Niveau de vie du ménage (Elevé)				
Moyen		0,025 ns		1,104 **
Bas		0,277 ***		1,148 ***
<b>Variabiles liées au contexte local</b>				
Lieu de résidence (Autre villes)				
Abidjan		-0,198 ***		0,858 ***
% d'enfants scolarisés dans le quartier		0,006 **		0,996 ***
% de personnes scolarisées (<50 %)				
≥ 50 %		-0,070 ns		1,021 ns
Mortalité infantile (<100 p.1000)				
≥ 100 p.1000		-0,040 ns		1,077 **
Pourcentage de personne utilisant la contracep.		-0,006 **		0,999 ns
Variance au niveau des grappes ( $\sigma_v^2$ )	0,194 ***	0,000 ns	0,06 ***	0,000
Variance au niveau des ménages ( $\sigma_\mu^2$ )	0,000 ns	0,069 ns	0,021 ns	0,000
Variance au niveau des individus ( $\sigma_e^2$ )	7,405 ***	2,185 ***	1,000 ***	1,000 ***
-2Log (vraisemblance)	18489,960	13887,470		
*** Significatif à p<0.01 ** Significatif à p<0.05 * Significatif à p< 0.1 ns Non significatif à p<0.1 () Modalité de référence. Les tirets (-) signifient que la variable correspondante est non concernée				

Tableau annexe 3. Modèle linéaire multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et modèle de Poisson multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et les naissances au cours des 5 dernières années à Abidjan, selon les données de l'EDSCI 1994 (N=1 268)

Variables explicatives	Parité atteinte		Naissance au cours des 5 dernières années	
	Modèle vide	Modèle complet	Modèle vide	Modèle complet
Constante	2,301***	-1,147***	0,559***	0,003***
<b>Variabiles individuelles</b>				
Age de la femme		0,030 ns		1,408***
Age au carré		0,002**		0,994***
Ethnie de la femme (Akan)				
Krou		0,097 ns		0,917 ns
Mandé du Nord et Gur		-0,056 ns		0,930 ns
Mandé du Sud		-0,041 ns		0,932 ns
Autres africains		-0,216**		0,889 ns
Situation matrimoniale (Célibataires)				
En union		1,054***		1735***
Veuve/divorcée/séparée		0,294*		0,594***
Expérience du décès d'un enfant (Aucun)				
Au moins un décès		1,497***		1,505***
Confiance des enfants (a un enfant confié)				
Aucun enfant confié		-1,307***		0,824***
Niveau d'instruction (Sans instruction)				
Primaire		-0,053 ns		1,043 ns
Secondaire & +		-0,359***		0,822**
Occupation de la femme (informel, agricultrice)				
Sans travail		-0,177**		0,989 ns
Formel		-0,294 ns		1,123 ns
<b>Variabiles liées au ménage</b>				
Instruction du CM (Sans instruction)				
Primaire		-0,183 ns		0,897 ns
Secondaire & +		-0,322***		0,906 ns
Structure du ménage (famille nucléaire)				
Sans famille nucléaire		-0,040***		1,022 ns
Elargie monogame		0,490***		1,363***
Elargie polygame		0,363**		1,322***
Niveau de vie du ménage (Elevé)				
Moyen		-0,168 ns		1,105 ns
Bas		-0,020 ns		1,119 ns
<b>Variabiles liées au contexte local</b>				
Niveau de développement local <sup>1</sup> (Elevé)				
Moyen		-		-
bas		-		-
% d'enfants scolarisés dans le quartier		0,004 ns		0,995 ns
% de personnes scolarisées (<50 %)				
≥ 50 %		-0,129 ns		0,977 ns
Mortalité infantile (<100 p.1000)				
≥ 100 p.1000		-0,114 ns		1,143**
% de personnes utilisant la contraception		-0,007 ns		1,002 ns
Variance au niveau des grappes ( $\sigma_v^2$ )	0,257***	0,000 ns	0,067***	0,000 ns
Variance au niveau des ménages ( $\sigma_\mu^2$ )	0,000	0,000	0,163***	0,000 ns
Variance au niveau des individus ( $\sigma_e^2$ )	6,592***	2,144***	0,806****	0,693***
-2Log (vraisemblance)	6023,287	4565,290		-
*** Significatif à p<0.01 ** Significatif à p<0.05 * Significatif à p< 0.1 ns Non significatif à p<0.1 ( ) Modalité de référence. Les tirets (-) signifient que la variable correspondante est non concernée. 1 A Abidjan, l'ensemble de la population a été considérée comme ayant un niveau de développement local élevé compte tenu d'un accès plus ou moins aisé à l'ensemble des infrastructures de la ville				

Tableau annexe 4. Modèle linéaire multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et modèle de Poisson multiniveau sur la parité atteinte au moment de l'enquête et les naissances au cours des 5 dernières années dans les autres villes, selon les données de l'EDSCI 1994 (N=2 537)

Variables explicatives	Parité atteinte		Naissance au cours des 5 dernières années	
	Modèle vide	Modèle complet	Modèle vide	Modèle complet
Constante	2,689 ***	-2,939 ***	0,8 ***	0,004 ***
<b>Variabiles individuelles</b>				
Age de la femme		0,183 ***		1,409 ***
Age au carré		0,000		0,994 ***
Ethnie de la femme (Akan)				
Krou		0,229 *		1,215 ***
Mandé du Nord et Gur		-0,016 ns		0,990 ns
Mandé du Sud		0,002 ns		1,013 ns
Autres africains		-0,040 ns		0,977 ns
Situation matrimoniale (Célibataires)				
En union		0,829 ***		1556 ***
Veuve/divorcée/séparée		0,204 ns		0,549 ***
Expérience du décès d'un enfant (Aucun)				
Au moins un décès		1,507 ***		1,388 ***
Confiage des enfants (a un enfant confié)				
Aucun enfant confié		-1,101 ***		0,821 ***
Niveau d'instruction (Sans instruction)				
Primaire		0,037 ns		1,055 ns
Secondaire & +		-0,257 ***		0,783 ***
Occupation de la femme (agricultrice)				
Sans travail		-0,325 **		0,856 **
Formel		-0,416 *		0,782 ns
Informel		-0,276 *		0,865 **
<b>Variabiles liées au ménage</b>				
Instruction du CM (Sans instruction)				
Primaire		0,044 ns		0,903 ns
Secondaire & +		-0,145 *		0,867 ***
Structure du ménage (famille nucléaire)				
Sans famille nucléaire		-0,246 ***		1,071 ns
Elargie monogame		0,245 ***		1,242 ***
Elargie polygame		0,262 ***		1,213 ***
Niveau de vie du ménage (Elevé)				
Moyen		0,101 ns		1,120 **
Bas		0,371 ***		1,172 **
<b>Variabiles liées au contexte local</b>				
Niveau de développement local (bas)				
Moyen		-0,047 ns		1,037 ns
% d'enfants scolarisés dans le quartier		0,007 ns		0,996 ns
% de personnes scolarisées (<50 %)				
≥ 50 %		-0,079 ns		1,064 ns
Mortalité infantile (<100 p.1000)				
≥ 100 p.1000		-0,012 ns		1,046 ns
% de personnes utilisant la contraception		-0,040 ns		0,999 ns
Variance au niveau des grappes ( $\sigma_v^2$ )	0,119 ***	0,000 ns	0,059 ***	0,000 ns
Variance au niveau des ménages ( $\sigma_\mu^2$ )	0,000	0,102 ***	0,064 ***	0,000 ns
Variance au niveau des individus ( $\sigma_e^2$ )	7,804 ***	2,174 ***	0,827 ****	0,687 ***
-2Log (vraisemblance)	12443,850	9281,253		-
*** Significatif à p<0.01 ** Significatif à p<0.05 * Significatif à p< 0.1 ns Non significatif à p<0.1 ( ) Modalité de référence. Les tirets (-) signifient que la variable correspondante est non concernée.				