

XXV<sup>e</sup> Congrès international de la population  
Tours, 18-23 juillet 2005

---

**Migration et fécondité à Kinshasa (RDC) : évaluation et facteurs explicatifs**

Jean-Pierre ZAMWANGANA TUNGU<sup>1</sup>

*Session 306 : Migration and fertility changes in developing countries*  
*Président : B. Schoumaker*  
*Discutant : D. Tabutin*

---

<sup>1</sup>Doctorant, Institut de démographie, Université de Louvain, Belgique. Email: jpzam2000@yahoo.fr

## I. Introduction

Cette recherche examine si les femmes qui migrent vers Kinshasa au départ de la campagne ou des villes régionales ont le même comportement individuel en matière de fécondité que les femmes qu'elles y rencontrent et dans l'affirmative, pourquoi et comment. Elle se fonde sur l'idée généralement admise que la migration est un moteur du changement social en général et démographique en particulier (Goldstein et Goldstein, 1982 ; Goldscheider, 1983 ; Bogin, 1988 ; Simmons, 1984 ; Bourgeois-Pichat, 1987 ; Lesthaeghe, 1988 ; Coleman, 1994), idée relayée au niveau théorique, notamment dans le domaine de la fécondité, par les modèles de sélectivité, d'adaptation, de socialisation et de rupture, d'après lesquels les femmes qui migrent vers les régions urbanisées prennent, selon des mécanismes variant d'une perspective à l'autre, le comportement du milieu d'accueil.

Le modèle de socialisation postule que la fécondité des migrantes sur le lieu de migration reflète les normes et modèles de la fécondité de leur milieu d'enfance et que la convergence avec la fécondité des non-migrantes de la région de destination ne se produit qu'à partir de la deuxième génération. Le modèle d'adaptation considère, lui, que les migrantes prennent plus ou moins rapidement les comportements de fécondité de la région de destination, à la suite de leur adaptation aux nouvelles conditions de vie ou des changements qu'elles peuvent connaître dans leur situation économique ; les deux mécanismes d'adaptation constituent ce que Jensen et Ahlburg (2004) ont respectivement qualifié de « *normative adaptation model* » et « *costs opportunity model* ». Selon le modèle de sélectivité, les migrantes tendent à avoir la même fécondité que les non-migrantes dans la région de destination parce qu'elles ont été « sélectionnées » dans leur milieu d'origine parmi les femmes ayant des caractéristiques au départ favorables à une plus faible fécondité. Quant au modèle de rupture, il stipule que la migration vers la ville s'accompagne souvent de changements qui, d'une manière ou d'une autre, peuvent provoquer momentanément une perturbation dans la vie reproductive et/ou familiale des migrantes et réduire ainsi leur fécondité dans les premières années suivant leur arrivée en ville. Comme le signalent divers auteurs, ces modèles sont complémentaires et ne doivent pas être considérés comme des approches mutuellement exclusives dans l'explication de l'impact de la migration sur la fécondité des migrantes dans les pays du Sud.

Du point de vue empirique, les effets de la migration sur la fécondité des femmes sont mesurés à travers la comparaison de la fécondité des migrantes et des non-migrantes. Celles-ci sont soit des sédentaires restées dans les campagnes, soit des sédentaires des milieux urbains ayant les mêmes caractéristiques que les migrantes. Les résultats de ces études indiquent que les femmes migrantes peuvent avoir une fécondité inférieure, égale ou supérieure à celle des natives urbaines, mais souvent inférieure à celle des sédentaires restées dans les campagnes, et aussi qu'il y a une certaine variabilité de ces différences de fécondité (Zamwangana, 2004 et 2005). L'examen des travaux antérieurs débouche sur un quadruple constat : 1) la rareté des études spécifiques récentes sur le sujet en Afrique sub-saharienne en général et au Congo-Kinshasa en particulier ; 2) l'absence de cadres conceptuels et donc d'approche explicative de la question, la plupart des études se limitant à mesurer les différences de fécondité et à les attribuer plus ou moins brutalement à l'une ou l'autre des théories susmentionnées ; 3) la non-prise en compte des variables intermédiaires dans l'explication des différences ou de l'absence de différences de fécondité entre femmes migrantes et non-migrantes ; et 4) le manque de méthodologies et de données permettant de discerner la fécondité survenue avant et après la migration (Zamwangana, 2005).

Pour tenter de répondre à notre question de recherche, nous nous appuyons sur les données d'une enquête par sondage que nous avons personnellement réalisée en 2002 dans l'agglomération de Kinshasa auprès de 2 068 femmes vivant en couple, âgées de 15-49 ans et résidant dans la capitale depuis au moins 6 mois. Il s'agit d'une enquête par questionnaire, basée sur un échantillon aléatoire tiré à deux degrés dans 64 des 320 quartiers de la capitale congolaise et dénommée Enquête sur la migration interne et les comportements démographiques à Kinshasa (MICOKIN-2002).

Nous commencerons par présenter le schéma conceptuel qui sous-tend l'hypothèse centrale de notre étude, avant d'étayer notre démarche méthodologique et ensuite d'indiquer les principaux résultats obtenus. Ceux-ci seront présentés en deux temps ; nous donnerons d'abord les différences observées de fécondité entre les migrantes et les non-migrantes avant d'indiquer l'influence de certaines caractéristiques socio-économiques sur ces différences de fécondité et de déterminer les mécanismes de cette relation. Nous terminerons par une conclusion générale.

## II. Cadre conceptuel et hypothèses de travail

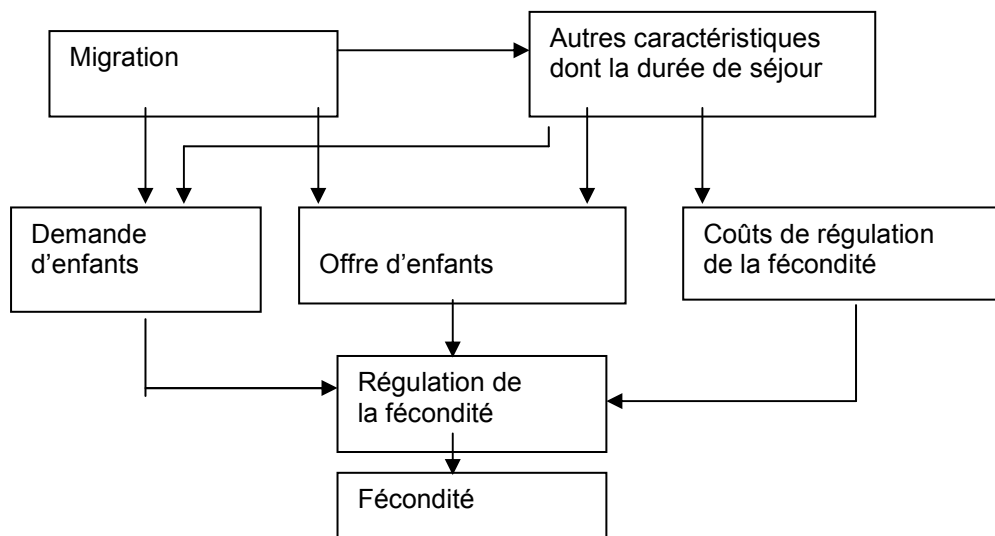


Figure 1. Cadre conceptuel de l'analyse des effets de la migration des femmes vers les villes sur la fécondité et ses variables intermédiaires

Selon le schéma ci-dessus, la migration entretient une relation directe ou indirecte avec la demande d'enfants, l'offre d'enfants et les coûts de régulation de la fécondité, et à travers ces facteurs, elle influe sur la régulation des naissances et la fécondité proprement dite. La migration peut agir directement sur ces composantes de la fécondité ou en interaction avec les autres caractéristiques dont la durée de résidence dans le lieu de destination. Celle-ci implique que les effets de la migration sur la fécondité et ses différentes composantes deviennent plus importants au fur et à mesure que les migrantes séjournent dans la région d'accueil. Ce sont les mécanismes de sélectivité, d'adaptation et de socialisation qui assurent l'articulation entre la migration, les autres caractéristiques socio-économiques, la fécondité et ses différentes variables intermédiaires.

La sélectivité des migrantes suppose que celles-ci sont dotées de caractéristiques leur permettant de mieux s'insérer dans le nouvel environnement et d'adopter des nouveaux comportements en matière de procréation (plus faible demande d'enfants, attitudes favorables à la régulation de la fécondité, contrôle plus efficace des naissances, etc.). Le concept d'adaptation suggère, lui, que les migrantes s'adaptent rapidement aux contraintes et conditions de vie de la région d'accueil, adaptation qui leur permet de mieux prendre conscience de la charge des enfants, de raccourcir les durées d'allaitement et d'abstinence sexuelle, de réduire la demande d'enfants et de contrôler éventuellement leur fécondité. En ce qui concerne le mécanisme de socialisation, l'idée de base est que l'insertion socioculturelle des migrantes favorise progressivement l'abandon des attitudes et comportements traditionnels de fécondité, les rapproche des services de planification familiale et conduit à l'amélioration de leurs connaissances et attitudes vis-à-vis des méthodes contraceptives.

Il s'ensuit une certaine convergence dans la demande et l'offre d'enfants, les coûts et la pratique de la régulation des naissances entre les populations migrantes installées dans les grandes villes et les sédentaires de ces villes. Ces convergences dans les variables intermédiaires peuvent être à l'origine de la convergence de la fécondité entre ces deux sous-populations migrantes et non-migrantes si toutes les autres choses sont égales par ailleurs. *C'est l'hypothèse de base qui sera vérifiée dans cette recherche.*

Comme cela apparaît bien sur le graphe, notre schéma conceptuel s'articule sur un ensemble de sept concepts ou variables théoriques. Celles-ci peuvent être réparties dans les trois grandes rubriques suivantes :

- la migration (de la campagne ou petites villes vers les grandes villes), qui constitue la principale variable indépendante de l'étude. Elle ne doit pas être considérée comme un simple changement de milieu de résidence, mais comme un processus de transformation dans les idées, les attitudes,

les mentalités et les pratiques des individus et des ménages à tous points de vue, y compris en matière de fécondité.

- les autres caractéristiques individuelles ou de ménage : elles comprennent aussi bien les caractéristiques socio-économiques que certaines conditions objectives de la migration (milieu d'origine, âge et statut familial à la migration, motif de la migration, etc.) qui influencent la fécondité. Elles peuvent être utilisées comme des variables de contrôle des effets de la migration sur le comportement fécond.
- la fécondité et ses différentes composantes que sont la demande d'enfants, l'offre d'enfants et la régulation de la fécondité ; elles constituent les différentes variables dépendantes de l'étude. Mais venons-en aux données et méthodes.

### III. Matériel et méthodes

#### 3. 1. Source des données

Les données utilisées dans cette recherche proviennent de l'Enquête *Migration interne et comportements démographiques à Kinshasa*, MICOKIN en sigle, que nous avons réalisée dans la ville de Kinshasa dans le cadre du Programme « *Research Training Fellowship through Master's Programmes in Population, Demography or Reproductive Health, 2000-2002* » de l'organisme anglais The Wellcome Trust. Il s'agit d'une enquête par questionnaire auprès d'un échantillon représentatif de la population de Kinshasa (environ six millions d'habitants dont près de la moitié serait composée de migrants), préparée et exécutée de septembre 2001 à septembre 2002. Les données ont été collectées de février à mars 2002 auprès de 2 068 femmes « mariées » de 15-49 ans, choisies de façon aléatoire dans 64 des 320 quartiers que compte cette agglomération. L'enquête a connu la participation de 20 enquêteurs, 3 contrôleurs et 1 superviseur. Le plan de sondage détaillé de l'enquête MICOKIN est présenté par ailleurs (Zamwangana, 2005).

L'étude se situant au niveau micro-structurel, analyse des conséquences au niveau individuel de la migration sur la fécondité, la femme est notre unité d'analyse. Afin d'éliminer d'emblée les femmes sorties de leur vie reproductive ou ne la vivant pas pleinement au moment de l'enquête, l'échantillon a été restreint aux seules femmes « mariées » et en âge de procréation ; le mariage étant ici pris au sens large du terme : toute union, légale ou non mais socialement reconnue, entre un homme et une femme, qu'il y ait eu versement de tout ou partie de la dot ou non. L'ensemble des femmes ainsi définies ont été soumises à un questionnaire couvrant l'histoire migratoire depuis la naissance (le cas échéant), les caractéristiques socio-économiques et démographiques du couple ainsi que sur les attitudes et comportements en matière de fécondité, de nuptialité, d'allaitement, d'abstinence post-partum et de contraception. Ce questionnaire permet d'examiner à bien la relation entre la migration et la fécondité au niveau individuel.

L'examen préliminaire des données obtenues montre qu'elles sont de bonne qualité générale tant du point de vue de la cohérence externe que de celui de la cohérence interne : il y a eu en effet peu de cas de refus et d'absence (taux de couverture de l'enquête égal à 93 %) ; peu de déclarations erronées d'âge et de dates des événements vitaux comme le premier mariage, la première naissance, les premiers rapports sexuels, malgré quelques attirances remarquables pour certains chiffres dans la déclaration des durées d'allaitement, d'abstinence post-partum et d'aménorrhée ; une allure plutôt régulière de la parité déclarée selon le groupe d'âge des femmes ; peu de réponses indéterminées ou invraisemblables ; ainsi qu'une proximité des niveaux d'un certain nombre d'agrégats démographiques entre notre enquête et MICS2-2001 (par exemple une certaine proximité entre la prévalence contraceptive des femmes en union de l'enquête MICOKIN (13,8 %) et celle fournie par l'enquête MICS2-2001 pour Kinshasa (11,4 %)). De même, les principaux indicateurs démographiques fournis par notre enquête sont proches de ce que l'on trouve actuellement dans d'autres villes et capitales africaines à partir des Enquêtes démographiques et de santé. Les détails sur les résultats de l'évaluation de la qualité des données sont présentés par ailleurs (Zamwangana, 2005).

### 3. 2. Définitions et indicateurs de migration et de fécondité

Le concept de migration a déjà reçu bon nombre de définitions en démographie et dans d'autres sciences sociales. Ces définitions varient selon les préoccupations des auteurs et surtout les dimensions qu'ils privilégient dans leurs travaux. Dans cette étude, la migration est définie comme un déplacement d'individu impliquant le transfert de résidence de l'intérieur du pays vers la ville de Kinshasa et l'installation de plus de 6 mois dans le lieu de destination ; seuls les déplacements des individus arrivés à l'âge de 6 ans ou plus sont pris en compte. Cette définition permet de classer les enquêtées en deux catégories classiques : les migrantes, soit les personnes ayant effectué un tel changement de résidence, et les non-migrantes. Elle ne permet pas cependant de tenir compte de la diversité de ces migrantes qui comprennent à leur sein les migrantes récentes, les migrantes anciennes et les migrantes de retour. Pour désagréger les migrantes en autant de catégories, nous utilisons un indice de migration qui combine (i) le statut migratoire proprement dit (migrante/non-migrante), (ii) la durée de résidence à Kinshasa (depuis moins de 10 ans/depuis 10 ans ou plus), (iii) le lieu de naissance (permettant de repérer les migrantes de retour à Kinshasa) ainsi que (iv) l'âge à la migration grâce auquel les « migrantes enfants » (âgées de moins de 6 ans à la migration) sont incorporées dans la catégorie de non-migrantes. Ainsi avons-nous en définitive les quatre groupes de femmes ci-après :

- *les non-migrantes de Kinshasa* : femmes ayant toujours vécu à Kinshasa, y compris les femmes venues avant l'âge de 6 ans. Elles représentent 56 % des enquêtées ;
- *les migrantes de retour* : femmes nées à Kinshasa, émigrées puis retournées avant l'enquête. Elles représentent 8 % des enquêtées ;
- *les migrantes anciennes* : femmes immigrées à Kinshasa depuis 10 ans ou plus. Elles comptent pour 26 % de l'ensemble des femmes enquêtées.
- *les migrantes récentes* : femmes immigrées à Kinshasa depuis moins de 10 ans. Elles représentent environ 10 % de l'ensemble des femmes enquêtées.

Différentes dimensions de la migration sont également prises en compte : âge à l'arrivée, motif de la migration, milieu de résidence d'origine et statut familial à l'arrivée.

La fécondité est le processus de production des enfants nés vivants par les individus, les couples ou les populations. Elle est appréhendée dans cette étude à travers le niveau de fécondité cumulée et celui de fécondité récente, celle-ci permettant de « *mesurer les comportements récents* » (Tabutin, 2000). Les indices de fécondité utilisés varient selon le type d'analyses. Dans les analyses descriptives, trois indicateurs individuels de fécondité seront tour à tour utilisés : l'indice individuel de fécondité cumulée (IFC), la parité ajustée (Pj) et l'indice individuel de fécondité récente (IFR)<sup>2</sup>.

L'indice individuel de fécondité cumulée (IFC) est calculé à partir du nombre d'enfants nés vivants mis au monde par une femme au cours de sa vie jusqu'au moment de l'enquête, en rapportant, pour chaque femme, ce nombre d'enfants au nombre moyen d'enfants des femmes du même groupe d'âge ; c'est une variante du DRAT (*Duration Ratio*) de Boulier et Rosenzweig (1978) que l'on peut utiliser lorsqu'on ne veut pas utiliser le schéma standard de fécondité « naturelle » proposé par Coale et Trussell ou se construire son propre standard faute de données appropriées. L'indice IFC positionne la fécondité de chaque femme par rapport à la moyenne parmi les femmes du même groupe d'âges. Un indice IFC de 1,35 par exemple (de sur-fécondité) pour les femmes migrantes traduirait que ces femmes ont une fécondité 35 % supérieure à la moyenne parmi les femmes du même groupe d'âges (migrantes et non-migrantes confondues) ; si le même indice est de l'ordre de 1,03 pour les femmes non-migrantes de Kinshasa, alors la fécondité des femmes migrantes est de 31 %, soit  $[(1,35/1,03)-1]*100$ , supérieure à celle des non-migrantes. L'indice correspondant au niveau agrégé est obtenu par la moyenne arithmétique des indices individuels de l'ensemble des femmes composant le groupe considéré, soit :

$$IFC_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{C_{ij}(a)}{\bar{C}_j(a)}$$

où  $C_{ij}(a)$  représente le nombre d'enfants nés vivant chez la femme  $i$  d'âge  $a$  appartenant au groupe social  $j$  ;

---

<sup>2</sup> Le lecteur intéressé aux principes et méthodes de calcul de ces indices individuels de fécondité, peut consulter Tabutin (2000).

$\overline{C_j}(a)$  représente le nombre moyen d'enfants nés vivants dans l'ensemble des femmes d'âge  $a$  appartenant au groupe social  $j$  ;  
 $m$  représente le nombre de femmes composant le groupe  $j$ .

La parité ajustée ( $P_j$ ) est obtenue par le rapport de la parité déclarée par la femme à sa durée totale de mariage à l'enquête (Tabutin, 2000). Elle tient compte de la durée totale d'exposition au risque de fécondité et indique pour chaque femme le nombre d'enfants nés vivants par année de mariage. Un indice de l'ordre de 0,30 par exemple indique environ une naissance vivante tous les trois ans. L'indice correspondant au niveau agrégé est calculé comme suit.

$$P_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{C_{ij}}{D_{ij}}$$

où  $C_{ij}$  représente le nombre d'enfants nés vivant chez la femme  $i$  du groupe social  $j$  ;  
 $D_{ij}$  représente la durée totale d'union (depuis le premier mariage) à l'enquête pour la femme  $i$  du groupe social  $j$  ;  
 $m$  représente le nombre de femmes composant le groupe  $j$ .

L'indice individuel de fécondité récente (IFR) est calculé à partir du nombre de naissances vivantes survenues durant les cinq années précédant l'enquête, soit la période allant de 1997 à 2001 dans le cadre de cette étude. Il est obtenu en rapportant le nombre de naissances vivantes que chaque femme a connues au cours de ces cinq années à sa durée de mariage durant cette période. Comme le mentionne Tabutin (2000), l'indice ainsi calculé est « *l'équivalent du taux de fécondité légitime au niveau individuel* ». Il indique le nombre d'enfants nés vivants par année-femme vécue en union durant cette période quinquennale. Au niveau d'un groupe considéré, une fois encore, l'indicateur agrégé n'est rien d'autre que la moyenne arithmétique des indices individuels de l'ensemble des femmes de ce groupe, soit :

$$IFR_j = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{N_{ij}}{d_{ij}}$$

où  $N_{ij}$  représente le nombre de naissances durant les cinq années précédant l'enquête chez la femme  $i$  appartenant au groupe social  $j$  ;  
 $d_{ij}$  représente la durée d'union pour la femme  $i$  appartenant au groupe  $j$  durant la période quinquennale de référence ;  
 $m$  représente le nombre de femmes composant le groupe  $j$ .

Dans les analyses multivariées, la fécondité cumulée et actuelle sont respectivement mesurées par le nombre d'enfants nés vivants et celui des naissances des cinq dernières années.

### 3. 3. Les variables de contrôle

La plupart des caractéristiques généralement associées à la fécondité et disponibles dans notre enquête sont utilisées comme les variables de contrôle de l'effet de la migration sur la fécondité et ses variables intermédiaires. La liste de celles utilisées dans les modèles multivariés est présentée au tableau 3. Toutefois, leurs effets respectifs ne seront pas commentés dans ce travail.

### 3. 4. Méthodes d'analyse statistiques des données

Dans les analyses descriptives, l'évaluation des effets de la migration sur la fécondité (passée et actuelle) est effectuée au moyen de la *méthode de comparaison des moyennes*. Celle-ci consiste à comparer les valeurs moyennes des indices de fécondité (IFC,  $P_j$  et IFR) des femmes migrantes et non-migrantes de même âge ou durée de mariage, en prenant en compte, dans certains cas, les différentes caractéristiques socio-économiques de façon séparée. Pour des analyses multivariées, nous recourons à différentes méthodes statistiques en fonction de la nature des variables dépendantes considérées. La régression de Poisson est utilisée pour analyser la fécondité ; la régression de Cox nous permet d'étudier les variables du post-partum mesurées par des durées écoulées depuis l'accouchement ; et enfin la régression logistique permettant d'analyser les variables dépendantes, comme la pratique (ou non) de la contraception/avortement, de nature dichotomique.

A l'instar de travaux antérieurs sur le même sujet et de ceux sur les effets économiques de la migration, les modifications du comportement de fécondité supposément issues de la migration vers Kinshasa sont évaluées à travers la comparaison entre les comportements des migrantes installées à Kinshasa et les comportements des non-migrantes de cette ville. Prenant les comportements de ces dernières comme un standard et compte tenu des écarts de fécondité entre l'intérieur du pays et la ville de Kinshasa, nous considérons que la migration influence la fécondité des migrantes s'il y a un certain ajustement de la fécondité des migrantes à celle des non-migrantes de condition comparable. L'effet négatif de la migration peut également se traduire par une fécondité un peu plus basse des migrantes par rapport à celle des non-migrantes. Venons-en maintenant aux principaux résultats.

#### IV. Les résultats

##### 4. 1. Dissemblances et ressemblances démographiques et sociales entre les migrantes et les non-migrantes

Le tableau 1 présente les caractéristiques socio-démographiques des enquêtées selon leur expérience en matière de migration. Il y a, dans l'échantillon et selon les critères précédemment établis, 897 femmes migrantes dont 62 % proviennent directement de régions rurales et 38 % de villes régionales du pays ; villes dont le niveau de fécondité est supérieur à celui de la ville de Kinshasa. La diversification des origines des migrantes vont de pair avec la différenciation de leurs motifs d'arrivée ou de retour à Kinshasa. Si la majorité des migrantes (environ 70 %) y sont venues pour accompagner ou rejoindre le conjoint ou un autre membre de famille, certaines d'autres l'ont fait pour des raisons économiques ou scolaires. Il reste que l'on est encore loin, dans le réseau migratoire de Kinshasa, des modèles économiques de migrations féminines, parce que les migrations socio-familiales (liées notamment au mariage) demeurent encore la forme dominante des mouvements des femmes vers la capitale.

Tableau 1. Caractéristiques socio-démographiques et migratoires selon le statut migratoire de la femme, Kinshasa (2002)

Différentes caractéristiques	Expérience migratoire de la femme				Ensemble
	kinoises d'origine	migrantes de retour	migrantes anciennes	migrantes récentes	
<b>Caractéristiques démographiques</b>					
Age moyen de la femme	30	32	38	30	32
Durée moyenne de mariage	10	12	18	10	12
% femmes en union informelle	63	62	35	48	54
% femmes en union polygame	5	5	6	5	5
% ménages non-nucléaires	61	64	56	60	60
% femmes avec un conjoint migrant	35	45	80	75	51
<b>Caractéristiques socioculturelles</b>					
% femmes du secondaire ou plus	84	83	70	83	80
% femmes avec un conjoint instruit	87	86	80	90	86
% catholiques	16	17	27	26	20
% protestantes et assimilés	80	77	68	67	75
% femmes avec accès aux mass médias	55	53	56	52	53
<b>Caractéristiques économiques</b>					
% femmes actives économiquement	37	42	47	34	40
% avec un conjoint à statut social élevé	29	28	45	43	34
% niveau de vie moyen ou élevé	20	20	24	26	21
% résidence quartier moyen ou élevé					
<b>Caractéristiques migratoires</b>					
% origine rurale/semi-urbaine	nd	52	63	58	61
Age moyen à l'arrivée	nd	23	16	26	19
% migration non-économique	nd	69	91	86	89
% migration avant la mariage	nd	45	65	24	52
% migration sans enfants	nd	47	81	40	66
% migration directe	nd	85	80	58	76
<b>Effectifs</b>	1 171	153	546	198	2 068

Source : MICOKIN, 2002.

L'âge des migrantes à l'arrivée ou au retour à Kinshasa est concentré autour de l'adolescence (entre l'âge de 12 et 18 ans) et entre 19 et 34 ans. Les résultats de l'enquête indiquent que 32 % des femmes migrantes sont venues entre 12 et 18 ans et 47 % entre 19 et 34 ans. La migration précoce (avant 12 ans) n'est pas importante, puisqu'elle ne concerne que 16 % des migrantes (non comprises bien sûr les migrantes arrivées avant l'âge de 6 ans, dorénavant classées comme non-migrantes). Les

migrations plus tardives, intervenues après l'âge de 35 ans, sont également rares dans l'échantillon de notre étude (5 %). Hormis les migrantes anciennes, toutes les catégories de migrantes semblent avoir une structure par âge similaire à celle des non-migrantes de Kinshasa. L'âge moyen des migrantes récentes (31 ans) et des migrantes de retour (32 ans) ne semble pas différent de celui des non-migrantes de Kinshasa, bien qu'il se démarque nettement de celui des migrantes anciennes (38 ans). La tendance est pratiquement la même avec la durée écoulée depuis la première union : la proportion de femmes mariées depuis plus de 15 ans est plus élevée chez les migrantes anciennes que dans les trois autres groupes. L'âge et la durée de mariage méritent par conséquent d'être contrôlés dans les différentes analyses. En revanche, à quelques exceptions près, il y a peu de différences entre les différents sous-groupes (migrantes et non-migrantes) sur les caractéristiques socio-économiques et culturelles, et celles-ci sont de manière générale en faveur des femmes migrantes. On est visiblement en présence des quatre sous-populations peu différentes au plan socio-économique. Qu'en est-il alors sur le plan démographique et de la fécondité en particulier ?

## 4. 2. Fécondité et expérience migratoire de la femme

### 4. 2. 1. Les analyses bivariées

Nous comparons les indices moyens de fécondité passée et actuelle par âge ou durée de mariage selon l'expérience migratoire de la femme dans la ville de Kinshasa. Compte tenu de grandes fluctuations de ces indices pour certaines catégories de femmes, notamment les plus jeunes et/ou mariées depuis moins de 3 (ou 5) années, ils ont été calculés uniquement pour les femmes vivant en union depuis au moins 3 années, ce qui a conduit à une réduction de 13 % de l'effectif initial de l'échantillon, les analyses réalisées portant alors sur 1831 femmes. Les indices obtenus varient de 0 (chez les femmes nullipares) à 0,90 avec une moyenne de 0,32 et un écart-type de 0,16 pour la parité ajustée, et de 0 à 0,80 avec une moyenne et un écart-type qui sont respectivement de 0,25 et de 0,20 pour le taux « individuel » de fécondité ; il n'y a que très peu de valeurs aberrantes : 0,3 % et 0,2 % respectivement pour ces deux indicateurs.

#### a) Effet du statut migratoire

Le tableau 2 qui compare les nombres moyens d'enfants par année-femme par âge ou durée écoulée depuis l'entrée en première union selon la situation en matière de migration, montre que, dans l'ensemble, *les différences de fécondité entre les quatre groupes de femmes sont légèrement en faveur des femmes résidant depuis toujours dans la ville de Kinshasa, bien qu'elles soient peu prononcées*. Sur les cinq dernières années avant l'enquête (années 1997-2001), il se dégage une légère « sous-fécondité »<sup>3</sup> des trois catégories de migrantes par rapport aux non-migrantes, aussi bien avant qu'après contrôle de l'âge à l'enquête (tableau 2). La prise en compte de la durée écoulée depuis la première union conduit à une conclusion similaire, de même que la comparaison des taux (classiques)<sup>4</sup> de fécondité par groupes d'âges issus de la régression de Poisson effectuée ici à titre exploratoire (fig. 2)

---

<sup>3</sup> Nous utiliserons tout au long de ce travail l'expression de « sous-fécondité » pour désigner plus simplement la plus faible fécondité d'un groupe par rapport à un autre ; elle ne renvoie donc pas à l'incapacité biologique de reproduction. Le terme nous paraît bien plus simple à utiliser.

<sup>4</sup> Nous disons à titre exploratoire, puisque nous avons prévu utiliser la régression de Poisson dans les analyses multivariées. Elle nous permet à ce stade de calculer un peu plus facilement des taux de fécondité par groupes d'âge que l'on peut comparer entre différents groupes sociaux.



Tableau 2. Comparaison des nombres moyens d'enfants par année-femme par âge, durée de mariage et statut migratoire

Groupe d'âges	A. Fécondité actuelle et passée selon le groupe d'âge (1831 femmes depuis au moins 3 années en union)											
	Kinoises d'origine			Migrantes de retour (toutes durées)			Migrantes anciennes (plus de 10 ans)			Migrantes récentes (moins de 10 ans)		
	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée
15-24 ans	167	<b>0,36</b>	0,38	13	<b>0,34</b>	0,37	17	<b>0,33</b>	0,36	25	<b>0,32</b>	0,32
25-34 ans	502	<b>0,33</b>	0,35	72	<b>0,29</b>	0,34	141	<b>0,32</b>	0,35	94	<b>0,29</b>	0,32
35-49 ans	339	<b>0,18</b>	0,30	56	<b>0,13</b>	0,31	356	<b>0,13</b>	0,29	49	<b>0,14</b>	0,29
Ensemble	1008	<b>0,28</b>	0,34	141	<b>0,23</b>	0,33	514	<b>0,19</b>	0,31	101	<b>0,25</b>	0,31

B. Selon la durée de mariage

Durée du mariage	B. Selon la durée de mariage											
	Kinoises d'origine			Migrantes de retour (toutes durées)			Migrantes anciennes (plus de 10 ans)			Migrantes récentes (moins de 10 ans)		
	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée	Effectif	Fécondité récente	Fécondité cumulée
0-4 ans	226	<b>0,46</b>	0,56	33	<b>0,43</b>	0,56	50	<b>0,37</b>	0,49	45	<b>0,39</b>	0,46
5-9 ans	298	<b>0,33</b>	0,37	32	<b>0,26</b>	0,38	62	<b>0,31</b>	0,38	58	<b>0,31</b>	0,32
10-14 ans	222	<b>0,26</b>	0,31	34	<b>0,26</b>	<b>0,31</b>	85	<b>0,28</b>	0,32	34	<b>0,25</b>	0,32
15 et plus	311	<b>0,17</b>	0,28	56	<b>0,15</b>	0,28	340	<b>0,13</b>	0,28	52	<b>0,16</b>	0,27

C. Parité non ajustée et indice comparatif de fécondité selon l'âge (1831 femmes depuis au mois 3 années en union)

Durée de mariage	C. Parité non ajustée et indice comparatif de fécondité selon l'âge (1831 femmes depuis au mois 3 années en union)											
	Kinoises d'origine			Migrantes de retour (toutes durées)			Migrantes anciennes (plus de 10 ans)			Migrantes récentes (moins de 10 ans)		
	Effectif	Parité non ajustée	Indice comparatif	Effectif	Parité non ajustée	Indice comparatif	Effectif	Parité non ajustée	Indice comparatif	Effectif	Parité non ajustée	Indice comparatif
15-24 ans	167	<b>1,7</b>	1,19	13	<b>1,5</b>	0,98	17	<b>1,6</b>	1,17	25	<b>1,6</b>	1,11
25-34 ans	502	<b>3,0</b>	1,06	72	<b>3,0</b>	1,07	141	<b>3,4</b>	1,07	94	<b>2,8</b>	0,98
35-49 ans	339	<b>5,4</b>	1,07	56	<b>5,6</b>	1,02	356	<b>5,9</b>	1,06	49	<b>5,8</b>	1,03
Ensemble	1008	<b>3,6</b>	1,06	141	<b>3,8</b>	1,04	514	<b>4,6</b>	1,10	168	<b>3,5</b>	1,02

Source : MICOKIN, 2002.

Suivant en cela la suggestion de Schoumaker (2004), ces taux de fécondité sont obtenus en prenant l'exponentielle des coefficients de la régression de Poisson pour chacun des sept groupes d'âges introduits dans le modèle de la fécondité actuelle sous forme de variables indicatrices<sup>5</sup>. Les « ISFc » (Indices synthétiques de fécondité conjugale) calculés dans la plage de 20 à 50 ans sur base de ces taux, indiquent par ailleurs que le niveau de la fécondité du moment des migrantes récentes (6,6 enfants par femme) est plus faible que celui des Kinois d'origine (7,1 enfants par femme) qui présentent elles-mêmes un niveau légèrement plus élevé que les migrantes anciennes (7,0 enfants par femme) et de retour (6,9 enfants par femme). Mais les différences ne sont pas somme toute considérables.

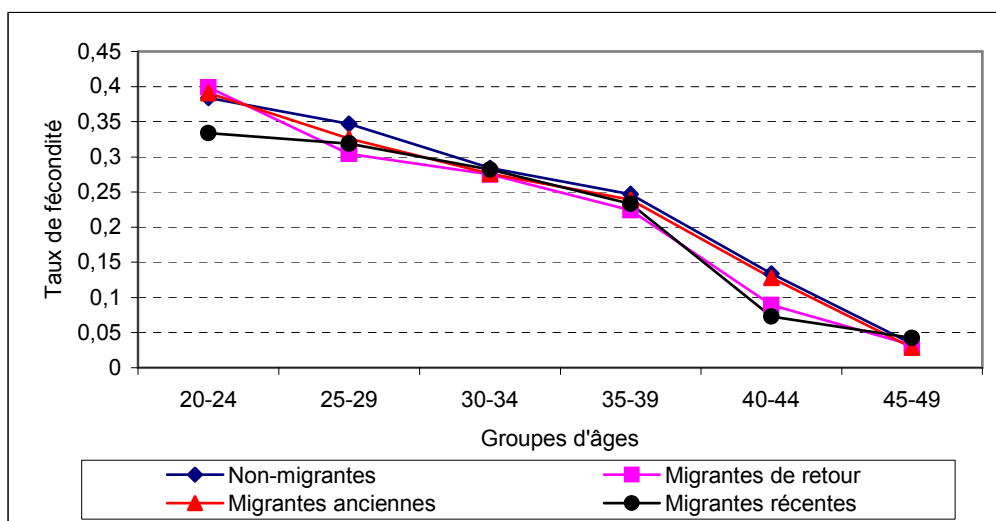


Figure 2. Courbes des taux de fécondité (issus de la régression de Poisson) par groupe d'âges et statut migratoire de la femme (femmes mariées)

Source : MICOKIN, 2002.

## b) Effet du type de migration

Lorsqu'on tient compte du type des migrantes, on constate qu'en matière de fécondité (récente ou cumulée) le comportement des migrantes dans la ville de Kinshasa n'est pas nécessairement prédéterminé par l'ancienneté de leur migration (ou durée du séjour) dans ce milieu de résidence, contrairement à nos présupposés théoriques : la fécondité des femmes récemment installées dans la capitale (moins de 10 ans) est légèrement moins élevée que celle des femmes anciennement installées ou originaires de la capitale. Cette sous-fécondité des migrantes de moins de 10 ans, même si ici elle est faible, n'est pas un résultat exceptionnel ; elle a déjà été signalée par ailleurs, notamment à Tunis (Picouet, 1983), à Kinshasa (Sala-Diakanda, 1980), à Yaoundé/Douala (Bartiaux et Yana, 1992), au Sénégal (McKinney, 1993) et dans d'autres contextes (Brockhoff, 1998).

## c) Effet des caractéristiques liées à la migration

Outre l'ancienneté de la migration, les autres conditions objectives de ce phénomène<sup>6</sup> retenues dans cette analyse ont une incidence sur la descendance actuelle et passée des migrantes dans la ville de Kinshasa. L'analyse de ces relations conduit aux conclusions suivantes, qu'il faut toutefois considérer avec prudence en raison de la faiblesse des effectifs dans certains sous-groupes :

<sup>5</sup> Un modèle de régression sans autre variable explicative que les 7 groupes d'âges. Pour en savoir plus sur cette approche de calcul des taux de fécondité à partir de la régression de Poisson, voir Schoumaker (2004).

<sup>6</sup> Il s'agit des variables migratoires qui permettent de distinguer divers flux migratoires : le milieu d'origine, l'âge à l'arrivée, le motif de la migration, le statut familial à la migration. Nous les évoquerons au fur et à mesure dans ce travail pour voir leur effet sur le comportement fécond des migrantes.

- les migrantes qui vivaient auparavant dans d'autres villes ont peu moins d'enfants par année-femme que celles de même âge venant de la campagne (tableaux A.1a et A.1b en annexe). Toutefois, quel que soit le milieu d'origine, les migrantes continuent à être légèrement moins fécondes que les femmes originaires de la capitale ;
- A âge égal, les migrantes qui avaient plus de 19 ans au moment de l'arrivée à Kinshasa ont, elles, une moindre fécondité que celles qui y étaient arrivées plus jeunes. (tableaux A.2a et A.2b en annexe) ;
- Aussi curieux que cela puisse paraître, le niveau de fécondité des migrantes déjà mariées à l'arrivée, quel que soit leur durée du séjour à Kinshasa, est plus faible que celui des migrantes de même âge ayant contracté leur première union dans la capitale, à quelques exceptions près (tableaux A.4a et A.4b en annexe) ;
- Celles qui avaient migré pour un motif d'ordre économique (recherche de travail, commerce, mutation, etc.) semblent plus enclines à avoir une moindre fécondité que celles de même âge qui sont venues pour un motif non-économique (mariage, famille, études, etc.). Mais la différence est un peu plus nette pour la fécondité récente que pour la fécondité cumulée. Dans ce dernier cas, elle ne s'observe que chez les migrantes récentes (tableau A.3a et A.3b en annexe).
- La richesse de la migration (nombre de migrations antérieures) et la fécondité pré-migratoire ne semblent pas avoir d'impact sur le comportement procréateur dans le nouveau lieu de résidence.

Il semble finalement que la « sous-fécondité » des migrantes s'observe davantage chez les migrantes provenant d'autres villes, chez celles arrivées après l'âge de 19 ans et après leur entrée en première union, et surtout chez les femmes récemment installées dans l'agglomération kinoise. Ces résultats n'invalident toutefois pas le constat du rapprochement, voire de la plus faible fécondité de l'ensemble des femmes migrantes par rapport aux sédentaires de la capitale. Avant d'en dégager les facteurs d'explication possible, il convient de voir s'ils se maintiennent dans chacune des modalités des autres caractéristiques démographiques et socio-économiques.

#### **4. 2. 2. Différences de fécondité entre migrantes et non-migrantes selon les caractéristiques socio-économiques de la femme et du couple : les analyses par stratification**

Le but de ces analyses par stratification est de voir si la sous-fécondité des migrantes observée précédemment est identique pour toutes les catégories de femmes définies par les différentes caractéristiques socio-économiques de contrôle retenues dans le travail. Il s'agit, en d'autres termes, de déterminer, autant que faire se peut, *des variables qui rendent compte des plus fortes sous-fécondités (ou éventuellement sur-fécondités) des migrantes.*

L'intérêt de ces analyses par stratification réside dans le fait que l'identification de ces contextes, s'ils existent, permet de déterminer le profil des migrantes qui adoptent plus rapidement et plus facilement les nouveaux comportements et celui des migrantes qui se montrent peu réceptives. Elles peuvent également mettre en évidence, si besoin en est, les effets d'interaction éventuels entre la migration (notre principale variable d'intérêt) et les autres caractéristiques, comme cela a été postulé dans le cadre conceptuel présenté plus haut (figure 1).

Selon la littérature sur les relations entre migration et fécondité, plusieurs variables sont susceptibles de faire apparaître des différences de fécondité entre migrantes et non-migrantes (lutaka et al., 1971 ; Findley, 1982 ; Hendershot, 1976 ; Lee, 1992 ; Brockerhoff, 1998). Parmi ces facteurs, nous avons retenu dans ce travail<sup>7</sup> : l'âge à l'enquête, le niveau d'instruction de la femme et du conjoint, l'activité économique de la femme et du conjoint, la situation économique du ménage, la religion, l'ethnie, le type d'union conjugale et le statut migratoire du conjoint. Le nombre des modalités de ces variables est volontairement limité pour éviter le problème de trop petits nombres, vu la taille relativement limitée de notre échantillon.

Le travail proprement dit a consisté à re-examiner les différences de comportement procréateur successivement dans chaque modalité de ces variables de stratification. Nous vérifions, par exemple, pour chaque groupe d'âges (15-24 ans, 25-34 ans et 35-49 ans) ou chaque niveau d'instruction (faible et élevé), si les migrantes ont toujours une sous-fécondité par rapport à leurs

<sup>7</sup> Le choix de ces variables est en grande partie déterminé par les résultats de nos travaux antérieurs ; nous y avons indiqué les variables que nous gardons pour la suite des analyses (Zamwagana, 2005).

homologues non-migrantes. Nous utilisons comme mesure de l'écart, le rapport (en pourcentage) de fécondité de chaque type de migrantes avec les non-migrantes d'âge égal (c'est-à-dire la fécondité de chaque type de migrantes divisée par la fécondité des non-migrantes, multipliée par 100). L'écart de comportement sera d'autant plus grand que le ratio calculé est différent de 100 (ligne de l'égalité de fécondité). Un ratio supérieur à 100 traduira une sur-fécondité des migrantes ; un ratio en dessous de 100 ou même 95 (un seuil que nous pouvons adopter) indiquera leur sous-fécondité. Ces ratios sont calculés à partir des indices de fécondité selon différentes caractéristiques (résultats non présentés ici).

Les résultats (tableau A.5 en annexe) montrent qu'à l'exception de l'âge, tous les facteurs pris en considération ne modifient pas considérablement les tendances observées en analyses bivariées. Quels que soient l'âge et le groupe social considéré, les migrantes de tous types ont moins d'enfants par année-femme que les non-migrantes de condition comparable. Malgré quelques variations des ratios calculés, ceux-ci sont inférieurs ou égaux à 100. Ces résultats suggèrent trois choses : 1) la stabilité des relations observées ; 2) la non-pertinence de l'hypothèse interactive pour expliquer l'effet de la migration sur la fécondité dans le contexte kinois. En d'autres termes, l'influence de la migration sur la fécondité ne passe pas forcément par les caractéristiques démographiques et sociales, contrairement à nos attentes ; 3) l'intérêt des modèles additifs dans les analyses multivariées.

#### 4. 2. 3. Les analyses multivariées

Pour obtenir l'effet net de la migration sur la fécondité, nous avons contrôlé simultanément plusieurs variables socioéconomiques à l'aide de la régression de Poisson, en supposant que les nombres d'enfants (total ou des cinq dernières années) suivent une loi de Poisson (Schoumaker, 2004). Les modèles statistiques construits sont de la forme suivante :

$$\ln E(Y_i | X_i) = \ln(\mu_i) = \ln(t_i) + \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \dots + \beta_p X_p$$

où  $t_i$  est un terme dit « offset » dont le coefficient est fixé à 1 et  $\mu_i$  le nombre moyen d'enfants.

Outre l'âge à l'enquête et la durée écoulée depuis l'entrée en première union<sup>8</sup>, huit variables d'identification sociale seront introduites dans les différents modèles comme variables de contrôle<sup>9</sup>. Il s'agit des variables dont nos travaux antérieurs, déjà cités, ont montré la pertinence dans la différenciation de comportement de fécondité : le niveau d'instruction de la femme et du conjoint, le degré de sa participation à la vie économique, le niveau de vie du ménage, le statut migratoire du conjoint, l'appartenance ethnique et religieuse, ainsi que le type d'union conjugale. Ces variables et leurs différentes modalités sont présentées ci-dessous (tableau 3). Afin d'affiner la comparaison du comportement procréateur des femmes migrantes et non-migrantes, nous examinerons séparément aussi les déterminants socio-économiques de la fécondité dans chaque groupe de femmes à l'aide de modèles statistiques différents utilisant les mêmes variables explicatives. Cette analyse multivariée par statut migratoire permettra de voir si ces déterminants diffèrent selon le statut migratoire de la femme. Ces résultats peuvent, nous semble-t-il, orienter des actions futures de politique de population dans le contexte étudié. Nous y reviendrons.

L'approche utilisée pour la construction des modèles statistiques est du type « pas croissant » : dans une première phase, nous construirons un modèle avec une seule variable indépendante qu'est le statut migratoire (modèle migratoire : modèle 1), puis un autre incluant en plus les deux variables démographiques de contrôle (modèle 2) et un troisième avec la totalité des variables explicatives retenues (modèle final)<sup>10</sup> ; aucun terme d'interaction entre le statut migratoire et les variables démographiques et socio-économiques n'y sera intégré<sup>11</sup>. Le test de rapport de déviance

<sup>8</sup> Cette variable sera contrôlée de manière un peu spéciale, en l'introduisant dans le modèle comme une variable « offset » aussi bien dans l'analyse de la fécondité cumulée que récente. Dans ce dernier cas, nous utiliserons la durée vécue en mariage au cours de la période des cinq années précédant l'enquête.

<sup>9</sup> Nous avons limité au maximum le nombre de variables de contrôle pour éviter de surparamétriser les différents modèles statistiques.

<sup>10</sup> Toutefois, nous présenterons uniquement les résultats des modèles finals afin de ne pas alourdir la lecture du texte. Les coefficients des sept groupes d'âges seront exclus de ces tableaux de résultats.

<sup>11</sup> A la suite des résultats obtenus au niveau bivarié, les différences de fécondité entre migrantes et non-migrantes ne varient guère selon les caractéristiques de contrôle.

(déviance vs nombre de degrés de liberté) sera utilisé pour évaluer la qualité globale de chacun des modèles statistiques.

Tableau 3. Les variables retenues dans l'analyse de la régression de Poisson et leurs modalités

Variables retenues	Modalités
Expérience migratoire de la femme	Kinoise d'origine Migrante de retour Migrante ancienne Migrante récente
Age de la femme à l'enquête	15-24 ans 25-34 ans 35-49 ans
Niveau d'instruction atteint par la femme	Primaire ou sans instruction Secondaire (1-4) Secondaire (5-6) ou plus
Niveau d'instruction du conjoint	Primaire ou sans instruction Secondaire (1-6) Supérieur
Appartenance religieuse de la femme	Catholique Protestante et apparentées Eglise du réveil Autres
Activité économique de la femme	Femme au foyer Indépendante Salariée
Niveau de vie du ménage	Médiocre Faible Intermédiaire Élevé
Origine ethnique de la femme	Bakongo Kwango-Kwilu Luba et apparentés Ubangi et alliés Autres
Type d'union conjugale	Union formelle Union informelle avec pré-dot Union informelle sans pré-dot

Le tableau 4 fournit les paramètres de la régression de Poisson pour chacune des modalités des caractéristiques considérées dans chaque modèle<sup>12</sup> : ces paramètres représentent la différence entre le logarithme du nombre moyen d'enfants des femmes de chaque catégorie et celui des femmes de la catégorie de référence. Les coefficients positifs sont associés au groupe de femmes présentant une fécondité supérieure à celle de la catégorie de référence, tandis que les coefficients négatifs traduisent une sous-fécondité par rapport au groupe de référence. Le tableau inclut également les erreurs-standard des coefficients de régression et les étoiles indiquant leurs niveaux de signification basés sur les *P-valeurs*. Précisons que celles-ci indiquent la probabilité qu'une différence aussi grande que celle existant entre chaque paramètre et le paramètre présumé pour la population sous la contrainte de l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) soit due au seul hasard (ou aléas de l'échantillonnage). Si *P*-valeur est inférieure au seuil de signification fixé, l'effet de la variable considérée est significatif à ce seuil ; dans le cas contraire (*P*-valeur supérieure ou égale au seuil), l'effet de la variable est non significatif au seuil adopté. Les différents tests de déviance obtenus indiquent que ces modèles ne doivent pas être rejetés au seuil de 5 %<sup>13</sup>.

<sup>12</sup> Les sept groupes d'âge quinquennaux ont été introduits dans ces modèles comme des variables indicatrices, ils ne seront pas présentés dans le tableau 6.9, tandis que la durée depuis l'entrée en première union l'a été sous la forme d'une variable indépendante offset dont le paramètre est fixé à 1 (contrainte du modèle).

<sup>13</sup> Pour tenir compte d'une certaine overdispersion (variance des variables dépendantes supérieure à leur moyenne arithmétique), nous avons corrigé nos estimations par un artifice recommandé dans la littérature (Allison, 1999). Notons qu'une autre procédure de correction repose sur l'emploi de la régression binomiale négative (Allison, 1999 ; Land, McCall et Nagin, 1996).

Tableau 4. Résultats de la régression de Poisson de la fécondité récente et cumulée sur le statut migratoire et les autres caractéristiques socio-économiques (femmes de 15 à 49 ans)

Variables	Fécondité actuelle (15-49 ans)		Fécondité passée (15-49 ans)	
	Paramètre	Ecart-type	Paramètre	Ecart-type
<b>Statut migratoire de la femme</b>				
Migrante de retour	-0,048	0,017	0,009	0,040
Migrante ancienne	0,002	0,047	0,000	0,025
Migrante récente	-0,108*	0,062	-0,077*	0,040
Non-migrante (réf)	-	-	-	-
<b>Instruction de la femme</b>				
Primaire ou sans instruction	0,112**	0,038	0,075**	0,033
Secondaire inférieur	0,078**	0,029	0,066**	0,027
Secondaire supérieur et plus (réf)	-	-	-	-
<b>Travail de la femme</b>				
Femme au foyer	0,080	0,088	0,075	0,050
Indépendante	-0,036	0,090	0,009	0,050
Salariée (réf)	-	-	-	-
<b>Niveau de vie du ménage</b>				
Très pauvre	0,168	0,111	0,212***	0,062
Pauvre	0,134	0,106	0,199***	0,059
Moyen	0,158	0,108	0,156***	0,061
Elevé (réf)	-	-	-	-
<b>Religion de la femme</b>				
Catholique	0,039	0,089	0,045	0,054
Protestante	0,050	0,082	0,034	0,052
Eglise du réveil	0,025	0,083	0,034	0,053
Autres (réf)	-	-	-	-
<b>Origine ethnique de la femme</b>				
Bakongo	-0,058	0,068	-0,055	0,040
Bandundu	-0,061	0,070	-0,014	0,041
Luba et apparentés	-0,083	0,080	0,000	0,047
Swahiliphone	-0,097	0,129	-0,096	0,074
Ubangi et apparentés (réf)	-	-	-	-
<b>Type d'union conjugale</b>				
Union formelle	0,119**	0,049	0,098***	0,030
Union informelle avec pré-dot	0,120**	0,047	0,096***	0,031
Union informelle sans pré-dot (réf)	-	-	-	-
<b>Statut migratoire du conjoint</b>				
Conjoint natif de Kinshasa	-0,049	0,049	-0,052*	0,028
Conjoint migrant urbain	-0,044	0,060	-0,022	0,032
Conjoint migrant semi-urbain	0,028	0,062	-0,004	0,032
Conjoint migrant rural (réf)	-	-	-	-
<b>Instruction du conjoint</b>				
Primaire ou sans instruction	0,043	0,065	0,045	0,035
Secondaire	0,013	0,047	0,027	0,027
Supérieur (réf)	-	-	-	-
Constante	-3,728		-1,760	
Statistique de déviance	1415,6		1474,4	
Nombre de paramètres	24		24	
Nombre d'observations (n)	2033		2003	

Significatif : \*\*\* au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 %, \* au seuil de 10 %.

Source : MICOKIN, 2002.

En ce qui concerne la fécondité récente (1997-2001), il y a une légère différence entre migrantes et non-migrantes, mais statistiquement non significative au seuil de 5 ou 10 %. Ainsi, le niveau de la fécondité actuelle des migrantes est identique à celui des femmes originaires de l'agglomération kinoise, un résultat similaire à celui que l'on trouve ailleurs, particulièrement à Kinshasa au début des années 1990 avec un matériel et une méthodologie différents (Shapiro et Tambashe, 2003). Les trois modèles par groupe d'âge (15-24 ans, 25-34 ans et 35-49 ans) (résultats non présentés ici) ne contredisent pas cette tendance. La sous-fécondité plus prononcée des migrantes plus âgées par rapport aux non-migrantes de même âge, observées au niveau des analyses bivariées, disparaît après contrôle simultané des autres caractéristiques. L'analyse de la fécondité passée conduit aussi à une même conclusion (tableau 4).

Lorsque l'on tient compte du type de migration, les migrantes récentes (installées depuis moins de 10 ans) accusent une sous-fécondité cumulée et récente significative par rapport aux non-migrantes ; les autres types de migrantes ont pratiquement le même comportement que ces dernières. Finalement, il n'y aurait que les migrantes récentes à être légèrement moins fécondes. Leur

fécondité récente ou passée est en moyenne de 10 % inférieure à celle des originaires de la ville<sup>14</sup>. Nous avons déjà signalé la proximité de ces résultats avec certaines études antérieures sur lesquelles nous ne reviendrons plus ici. *Nous pouvons donc conclure que, contrairement à nos attentes et à une image habituelle, les femmes dont la migration est récente sont moins fécondes que les Kinois d'origine de condition socio-économique et démographique comparable.* Mais, compte tenu de leur faible poids dans l'échantillon, l'impact sur le niveau global de la fécondité peut être négligeable.

#### 4. 3. Facteurs d'explication possible

Plusieurs facteurs pourraient expliquer ces résultats. On peut d'abord penser à une plus grande réceptivité des migrantes au cours des premières années de l'immigration, comme l'avait suggéré Picouet (1983) dans le contexte de Tunis du début des années 1980 : « *c'est au moment de leur arrivée que les femmes sont les plus réceptives à une transformation de leur comportement* ». Selon cette explication qui s'inscrit dans le cadre du modèle d'adaptation rapide des migrantes aux conditions objectives de leur nouveau lieu de résidence (modèle d'adaptation), les femmes migrantes modifieraient leur comportement au moment de leur arrivée, lorsqu'elles sont en contact avec des comportements différents de ce qu'elles connaissaient jusqu'alors, avant de le stabiliser ensuite avec l'installation dans ce milieu. L'accentuation de la crise économique (chômage, sous-emploi, non-versement des salaires déjà très modiques, emballement des prix des biens et services, etc.) et le contexte d'extrême pauvreté caractérisant l'agglomération de Kinshasa, comme l'ensemble de la RDC, depuis plusieurs années, pourraient être parmi les facteurs conduisant à un tel changement rapide de comportement, en particulier au cours de la dernière décennie.

En plus de cette *hypothèse de la plus grande réceptivité des migrantes à court terme*, nous pouvons aussi évoquer l'*hypothèse sélective* classique suivant laquelle les migrantes et en particulier celles qui se sont récemment installées dans la capitale ont été sélectionnées parmi les plus créatives, les plus dynamiques et donc les moins prolifiques de l'arrière pays. Cette « *sélectivité pré-migratoire* » - selon l'expression d'Hendershot (1976) - pourrait favoriser ou faciliter une adaptation plus rapide au nouvel environnement. Malgré sa vraisemblance dans le contexte étudié, l'hypothèse de sélectivité est bien difficile à confirmer ou infirmer avec les données rétrospectives dont nous disposons.

Une troisième hypothèse explicative considérerait que ces migrantes, notamment les plus récentes d'entre elles, avaient déjà leur descendance finale presque constituée lorsqu'elles sont arrivées à Kinshasa, comme l'ont suggéré divers auteurs à l'instar de Khan (1988) et de Findley (1982) dans des travaux similaires : « *The fertility impact of being exposed to smaller family size norms will depend in part on whether she had already achieved her desired family size. It is unlikely that a woman would reduce her family to a size smaller than one she has already achieved. However, if she is exposed to the new norms before childbearing span, she is more likely to adjust her family size goals downward. Thus, the life cycle stage at which a woman immigrates (before or after she has reached her desired family size) will greatly influence the amount of assimilation (or behavioural change) that can occur* (Martine, 1975 ; Ritchey, 1973) » Khan, 1988 :112). C'est également par cette hypothèse de descendance constituée avant la migration que Sala-Diakanda (1980) avait tenté d'expliquer la plus faible fécondité des migrantes de moins de 10 ans par rapport aux femmes nées à Kinshasa dans les groupes ethniques traditionnellement prolifiques. Toutefois, cette hypothèse serait vraie pour les femmes les plus âgées, pas pour les plus jeunes.

Une autre explication possible est relative à l'*hypothèse du cycle de vie familiale* ou de *non-précocité de la migration* chère à Martine (1975), suivant laquelle les migrantes ont une moindre ou une fécondité identique que les sédentaires urbaines puisque la majorité d'entre elles se sont installées dans le nouveau milieu de résidence dans la tranche d'âge de 15 à 24 ans. Selon l'auteur, c'est généralement à cette période de la vie que les femmes sont vraisemblablement plus enclines à migrer vers la ville pour y réaliser leurs ambitions économiques notamment, favorables à un changement de comportement. Cette interprétation s'inscrit jusqu'à un certain point dans le courant de l'hypothèse de mobilité sociale avancée dans la littérature (Hendershot, 1976 ; Goldstein, 1978 ; Bach, 1981).

Nous pouvons également mentionner l'*hypothèse des caractéristiques* suivant laquelle la proximité des comportements procréateurs relevée entre migrantes et non-migrantes serait le reflet de

<sup>14</sup> La différence est obtenue par le calcul de [1-exp (-0,1089)] ou [1- exp (-0,0778)].

la convergence des caractéristiques socio-économiques entre ces groupes, comme nous l'avons vu dans la partie théorique de ce travail. Plusieurs auteurs à l'instar de Martine (1975) et de Lindstrom (2003) considèrent, en effet, que les différences de fécondité ne s'observent que lorsqu'il y a divergence de composition socio-économique entre migrantes et non-migrantes.

D'autres facteurs contextuels sont spécifiques à Kinshasa, tels *les proximités culturelles, le climat d'accueil et d'insertion des migrants*, ainsi que *le mode d'occupation de l'espace urbain* (il n'y a pas de quartiers à trop forte concentration de migrants) qui, en facilitant leur interaction harmonieuse et rapide avec les autochtones, favorisent peut-être leur rapide adaptation à tous points de vue, y compris en matière de fécondité.

L'idée qu'elles auraient été plus sujettes que les femmes originaires de Kinshasa à la séparation temporaire des époux - du fait de leur migration ou de celle de leurs maris qui les auraient précédées à Kinshasa - ne serait pas en accord avec les données disponibles dans la mesure où la grande majorité des migrantes déjà mariées à l'arrivée (78 %) sont venues accompagner le conjoint, et que la quasi-totalité y vivent au moment de l'enquête ensemble avec celui-ci.

Nous ne disposons malheureusement pas de données détaillées permettant de hiérarchiser, voire d'examiner la véracité de ces hypothèses qui restent vraisemblables dans le cadre de l'agglomération urbaine de Kinshasa. Une ville en proie à une crise sociale, économique et culturelle sans précédent.

La situation des migrantes de retour mérite aussi quelques considérations particulières. Tous les indices de fécondité utilisés ici montrent que leur comportement se rapproche de celui des femmes originaires de la capitale, malgré un certain background « rural » plus ou moins important. Deux éléments d'explication possible. Il se peut que ces femmes aient conservé leurs attitudes et comportements démographiques kinois dans l'arrière pays, sans que leurs séjours ailleurs ne les aient changé. Il est aussi possible qu'une fois de retour dans la capitale, elles s'y soient rapidement adaptées.

#### **4. 4. Les déterminants de la fécondité chez les femmes migrantes et non-migrantes**

En séparant les femmes enquêtées en deux grands groupes (d'un côté, l'ensemble des migrantes et, de l'autre, les sédentaires de Kinshasa), les résultats de l'analyse multivariée de la fécondité sont largement différents, surtout dans le cas de la fécondité passée. *Le nombre de variables socio-économiques agissant de manière statistiquement significative sur la descendance est en effet plus élevé chez les femmes migrantes que chez les natives et sédentaires de Kinshasa* (tableau 5).

**Cinq variables socio-économiques** ont un effet net significatif à 5 ou 10 % sur la descendance des migrantes (tableau 5) : le niveau d'instruction des femmes, le niveau de vie du ménage, le type d'union conjugale, le statut migratoire du conjoint et l'occupation professionnelle de la femme. Ces deux dernières variables ne sont pas toutefois significatives pour la fécondité actuelle. Ainsi, les migrantes plus instruites (jusqu'au secondaire supérieur ou plus), celles venant des ménages à niveau économique moyen ou élevé, celles vivant en union informelle sans pré-dot ou avec un natif de Kinshasa et celles ayant un travail salarié ont une fécondité moins élevée que les autres migrantes. Ces tendances sont encore renforcées avec l'intégration de quelques variables migratoires (motif de la migration, âge et statut familial à l'arrivée, milieu d'origine), mais les résultats ne sont pas repris ici<sup>15</sup>.

Signalons que l'effet du travail des femmes devient significatif parmi les migrantes, à travers la modalité « femmes au foyer », alors qu'il ne l'était pas sur l'ensemble des femmes. Bien entendu, la différence n'existe qu'entre les migrantes au foyer à fécondité relativement plus élevée et celles qui sont salariées à fécondité plus faible. Les migrantes qui sont indépendantes ne se distinguent pas significativement de ces dernières.

En revanche, la descendance tant récente que cumulée des Kinois d'origine ne varie significativement qu'avec **deux caractéristiques socio-économiques** : le type d'union conjugale et

<sup>15</sup> Nous avons préféré nous en tenir aux résultats basés sur des modèles incluant les mêmes variables explicatives pour les migrantes et les non-migrantes, pour faciliter la comparaison des coefficients de la régression.



dans une moindre mesure le statut migratoire du conjoint. Précisons que ces deux variables sont aussi significatives sur les femmes migrantes, alors qu'elles n'influencent pas significativement la fécondité de l'ensemble de la population. Le niveau d'instruction atteint par la femme et le degré de pauvreté du ménage, deux déterminants clés a priori de la fécondité dans la ville de Kinshasa, n'ont pas d'effets significatifs à 5 ou 10 % sur la descendance des femmes originaires de la capitale (tableau 5), alors que leurs résultats sont bien significatifs sur l'ensemble de la population.

Tableau 5. Comparaison des déterminants de la fécondité chez les migrantes et les non-migrantes à Kinshasa.

Déterminants significatifs de la fécondité des femmes migrantes de Kinshasa selon la régression de Poisson		Déterminants significatifs de la fécondité des sédentaires de Kinshasa selon la régression de Poisson	
Fécondité récente	Fécondité cumulée	Fécondité récente	Fécondité cumulée
Niveau d'instruction de la femme (5 %) Type d'union (10 %) Niveau de vie (10 %)	Instruction de la femme (1 %) Niveau de vie du ménage (1 %) Type d'union (1 %) Travail de la femme (10 %) Statut migratoire du conjoint (5 %)	Type d'union (5 %) Statut migratoire du conjoint (10 %)	Type d'union (5 %) Statut migratoire du conjoint (5 %)

Les % entre parenthèses indiquent les niveaux de signification les plus faibles.

Comme pour l'ensemble des femmes enquêtées, le niveau d'instruction atteint par le conjoint ne joue pas un rôle significativement déterminant sur la descendance des femmes migrantes et non-migrantes. On note une certaine variation attendue de la fécondité selon cette caractéristique : les femmes (migrantes ou non-migrantes) vivant avec un conjoint ayant un niveau d'instruction primaire ou nul ont une fécondité tant récente que cumulée un peu plus élevée que les autres. Mais, au regard des résultats du test de signification, ces écarts ne peuvent être dus qu'au seul hasard.

En ce qui concerne les appartenances religieuse et ethnique, leurs impacts nets sur la fécondité récente et cumulée demeurent statistiquement non significatifs, aussi bien chez les femmes arrivant à Kinshasa que chez les sédentaires de cette agglomération. Notons toutefois quelques éléments divergents entre les deux sous-populations : chez les migrantes, les femmes des « religions autres » ont légèrement plus d'enfants que celles des trois groupes religieux identifiés. Ce résultat s'inverse chez les Kinois d'origine : les femmes des religions résiduelles y sont les moins fécondes. Bien qu'ils se vérifient bien sur la fécondité passée et du moment, ces résultats ne sont pas, rappelons-le, significatifs à 5 ou 10 %.

*En définitive, ces résultats sur l'analyse comparative des facteurs de la fécondité selon le statut migratoire montrent que ceux-ci sont différents entre les migrantes et les sédentaires. Les femmes arrivant à Kinshasa ont un comportement procréateur plus hétérogène que leurs homologues nées et restées dans la capitale. Cette situation pourrait s'expliquer par la différence des expériences démographiques de ces deux sous-populations. Les femmes migrantes auraient connu plusieurs modèles de la fécondité, alors que les Kinois d'origine ne connaissent jusque-là que celui prévalant dans la capitale. Quoiqu'il en soit, ce fait semble suggérer que les effets sur la fécondité des variables socio-économiques peuvent être différents selon la situation de la femme en matière de migration.*

#### **4. 5. Le rôle des variables intermédiaires dans les différences de fécondité entre migrantes et non-migrantes**

Nous venons de voir que les femmes arrivant à Kinshasa ont, dans l'ensemble, une fécondité peu différente de celle des femmes nées et restées dans cette agglomération. En tenant compte du type de migrantes, seules les migrantes récentes ont une fécondité significativement plus faible que les non-migrantes de Kinshasa. Plusieurs hypothèses complémentaires ont été avancées pour expliquer ces tendances. Mais pour mieux les comprendre, nous nous proposons d'examiner dans cette section divers comportements en matière de reproduction. Il s'agit des comportements par lesquels les facteurs socio-économiques comme la migration affectent la fécondité, généralement connus sous le nom de variables intermédiaires ou déterminants proches.

Parmi les sept déterminants proches majeurs de la fécondité, cinq sont disponibles dans notre enquête et seront analysés : la nuptialité, la contraception, l'avortement, la stérilité définitive, et la non-susceptibilité post-partum qui le sera en même temps que ses propres facteurs (allaitement, abstinence, aménorrhée) ; la mortalité intra-utérine et la fréquence des rapports sexuels ne seront pas, eux, abordés ici. Deux approches sont utilisées : nous analyserons d'abord les variations éventuelles de ces variables intermédiaires selon le statut migratoire et passerons ensuite à la comparaison des indices synthétiques de Bongaarts entre les femmes migrantes et non-migrantes.

#### 4. 5. 1. Les déterminants proches de la fécondité chez les migrantes et les non-migrantes

##### a) La nuptialité

Deux facteurs d'exposition au risque des rapports sexuels nous intéressent : l'âge à la première union et l'âge aux premiers rapports sexuels. L'âge médian des femmes de 25-49 ans est de 20,4 ans pour la première union et de 17,2 ans pour les premiers rapports sexuels. Ces résultats sont proches de ceux trouvés dans d'autres capitales africaines à partir des EDS (voir rapports nationaux des EDS).

Selon le graphique suivant, les migrantes présentes à Kinshasa, quelle que soit leur expérience migratoire, ne se distinguent pas de leurs homologues sédentaires de cette ville en matière de calendrier de la primo-nuptialité et de la primo-sexualité. Ces résultats sur la nuptialité vont donc dans le sens d'une proximité/similitude de la fécondité observée entre ces groupes de femmes.

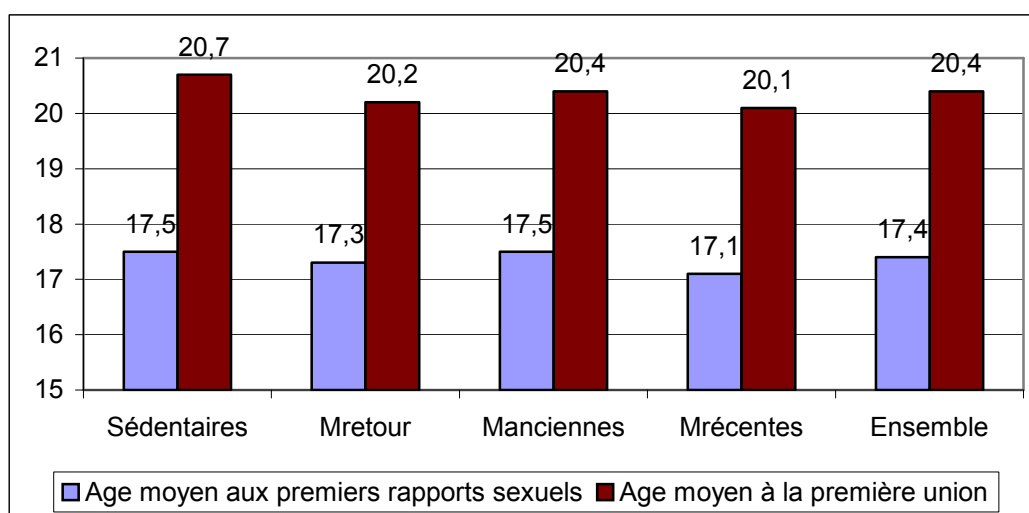


Figure 3. Ages moyens des femmes (25-49 ans) aux premiers rapports sexuels et à la première union selon leur statut migratoire, Kinshasa 2002

Source : MICOKIN, 2002.

##### b) La contraception

La pratique de la contraception toutes méthodes confondues diffère un peu selon le statut migratoire de la femme. Elle est légèrement plus importante chez les femmes résidant depuis toujours à Kinshasa (57 %) que chez les femmes migrantes (53 %), mais la différence est faible. En tenant compte du type de migration, les migrantes récentes (56 %) présentent un niveau de pratique contraceptive toutes méthodes confondues légèrement plus élevé que les migrantes anciennes (53 %) et de retour (53 %). Ce schéma général reste pratiquement le même lorsque l'on ne considère que l'utilisation des méthodes modernes. Le recours à ce groupe de méthodes est relativement plus fréquent chez les non-migrantes (15,4 %) et les migrantes de retour (13,4 %) que chez les migrantes anciennes (11,8 %) et récentes (10,8 %). Ainsi, si les migrantes de fraîche date recourent plus souvent aux méthodes naturelles que les autres femmes, elles le font relativement moins pour les méthodes modernes. Mais qu'il s'agisse de l'utilisation des méthodes naturelles ou modernes, les écarts entre femmes migrantes quelles qu'elles soient et les sédentaires ne sont pas importants.

L'analyse multivariée par régression logistique montre qu'avec le contrôle de diverses caractéristiques socio-démographiques, les différences de comportement en matière de contraception entre migrantes et non-migrantes vont dans le sens attendu (les sédentaires contraceptent un peu plus que les autres), mais ne sont pas statistiquement significatives aux seuils de 5 ou 10 % (tableau 6). Il en résulte que *les femmes de l'arrière-pays qui s'installent dans la capitale ont un comportement contraceptif moderne ou naturel proche de celui de leurs homologues résidant depuis toujours dans cette ville.*

Tableau 6. Résultats de la régression logistique du recours à la contraception sur le statut migratoire de la femme et les autres caractéristiques socio-démographiques, (femmes en union de 15-49 ans, Kinshasa 2002)

	Rapports de cotes (méthode quelconque)	Rapports de cotes (méthode moderne)	Rapports de cotes (méthode naturelle)
<b>Statut migratoire de la femme</b>			
Non-migrante (réf)	1,00 (--)	1,00 (--)	1,00 (--)
Migrante	0,86 (ns)	0,82 (ns)	0,84 (ns)
<b>Type de migration</b>			
Non-migrante (réf)	1,00 (--)	1,00 (-)	1,00 (--)
Migrante de retour	0,84 (ns)	0,86 (ns)	0,83 (ns)
Migrante ancienne	0,85 (ns)	0,86 (ns)	0,79 (ns)
Migrante récente	0,92 (ns)	0,71 (ns)	1,00 (ns)
Khi-deux (Hosmer-Lemeshow)	7,25	4,39	6,17
Degrés de liberté	8	8	8
Prob > Khi-deux	0,51	0,82	0,63
Nombre d'observations	1608	1605	1608
Moyenne variable dépendante	0,41	0,14	0,55

Ns : non-significatif au seuil de 1, 5 ou 10 %.

Les variables de contrôle comprennent l'âge, l'origine ethnique, la religion, l'instruction de la femme et du conjoint, l'activité économique de la femme et du conjoint, le nombre total d'enfants survivants, le type d'union conjugale, le niveau de vie du ménage et le statut migratoire du conjoint. Leurs résultats ne sont pas repris ici.

### c) Le recours à l'avortement

A Kinshasa, le recours à l'avortement n'est pas marginal dans l'union, malgré son caractère à la fois illégal et illégitime dans l'ensemble du pays<sup>16</sup>. Près d'une femme en union sur six (16 %) déclare avoir déjà subi, au moins une fois, un avortement au cours de son mariage ou union<sup>17</sup>. L'indice synthétique d'avortement dans l'union a été estimé, quant à lui, à seulement 0,6 avortement par femme au cours de la période 1997-2001 (Zamwangana, 2005). Compte tenu de la sous-déclaration habituelle des avortements dans les enquêtes auprès de la population générale, ces chiffres doivent être considérés comme étant des minima de la fréquence de l'avortement dans le mariage dans la capitale congolaise.

Il existe une différenciation importante de recours à l'avortement selon l'expérience migratoire de la femme (fig. 3). La proportion de femmes en union de 15-49 ans ayant déclaré avoir avorté au moins une fois dans le mariage est significativement plus élevée parmi les natives de Kinshasa ayant déjà séjourné à l'intérieur du pays (26 %), que parmi les natives non-migrantes (15 %) et les autres types de migrantes qui ont le même comportement à l'égard de l'avortement (14 % chez les migrantes anciennes et 13 % chez les migrantes récentes). La plus grande fréquence du recours à l'avortement des migrantes de retour est corroborée par un plus grand indice synthétique d'avortement dans le mariage au cours des cinq années précédant l'enquête : 1,1 avortement chez les migrantes de retour, 0,6 chez les Kinois d'origine, 0,4 et 0,5 chez les migrantes anciennes et récentes respectivement (cf. Zamwangana, 2005 pour le détail des calculs). Mais, comme nous le notions dans notre travail précité, ces chiffres basés sur des petits nombres d'avortements (222 au total) doivent être considérés avec prudence.

<sup>16</sup> L'avortement provoqué n'est pas seulement interdit par la loi et la religion, mais il est aussi condamné par la société.

<sup>17</sup> Nous ne disposons pas d'indicateur comparable dans les études réalisées à Kinshasa ou ailleurs, pour valider ce résultat. Les indications disponibles, issues notamment des travaux de Guillaume (2003) sur Abidjan ou de ceux de Shapiro et Tambashe (1994) sur Kinshasa, portent sur l'ensemble des femmes mariées ou non. Elles indiquent une prévalence de l'avortement de 15 % pour Kinshasa en 1990 et 30 % pour Abidjan en 1997. L'EDS-2000 du Gabon a permis d'estimer que 19 % des femmes de Libreville et Port-Gentil ont déjà avorté, au moins une fois, au cours de leur vie (Gabon, 2000).

L'analyse multivariée de la pratique de l'avortement dans le mariage, au moyen de la régression logistique, confirme ce qui vient d'être observé (tableau 7) : ce sont les migrantes de retour qui enregistrent le rapport de cotes de recours à l'avortement significativement le plus élevé. Ainsi, toutes choses restant égales par ailleurs, le recours à cet acte est environ 2 fois plus fréquent chez ces dernières que chez les non-migrantes. Les rapports de cotes de cette pratique sont non-significatifs pour les migrantes anciennes et récentes ; ils sont respectivement de 1,05 et 0,89.

Tableau 7. Résultats de la régression logistique du recours à l'avortement dans le mariage sur le statut migratoire de la femme et diverses caractéristiques socio-démographiques (femmes en union de 15-49 ans)

	Rapports de cotes (modèle 1)	Rapports de cotes (modèle 2)
<b>Statut migratoire de la femme</b>		
Non-migrantes (réf)	1,00	
Migrante	1,18	
<b>Type de migration</b>		
Non-migrantes (réf)		1,00
Migrante de retour		1,83***
Migrante ancienne		1,05
Migrante récente		0,89
Khi-deux (Hosmer-Lemeshow)	9,154	10,82
Degrés de liberté	8	8
Prob > Khi-deux	0,741	0,215
Nombre d'observations	2054	2054
Moyenne variable dépendante	0,157	0,157

Significatif : \*\*\* à 1 %.

Les variables de contrôle comprennent l'âge, l'origine ethnique, la religion, l'instruction de la femme, l'activité économique de la femme, le type d'union conjugale, le niveau de vie du ménage et le statut migratoire du conjoint. Leurs résultats ne sont pas repris ici.

#### d) La stérilité permanente

La stérilité permanente, généralement mesurée par l'infécondité absolue à l'âge de 40-49 ans<sup>18</sup>, est considérée comme un des facteurs intermédiaires importants de la fécondité dans certains pays d'Afrique. Rappelons qu'elle a été très élevée dans certaines ethnies/régions du Zaïre (Tabutin, 1982). Mais son impact sur la fécondité est faible à Kinshasa, compte tenu de la faiblesse de son ampleur (Shapiro et Tambashe, 2003). Cela dit, comparons le niveau de la stérilité permanente des femmes migrantes et non-migrantes de la capitale.

Comme on pouvait s'y attendre, la proportion de femmes sans enfants à 40-49 ans est de l'ordre de 1,7 % pour l'ensemble des femmes de cet âge. Bien que déjà très faible, elle varie légèrement selon l'expérience migratoire de la femme (tableau 8).

Tableau 8. Pourcentage parmi les femmes de 40-49 ans de celles n'ayant pas eu de naissance vivante selon leur statut migratoire au moment de l'enquête, Kinshasa 2002

	Proportion (%)
Kinshasa total	1,7
Non-migrantes	0,6
Migrantes tous types	2,3
Migrantes de retour	0,1
Migrantes anciennes	2,4
Migrantes récentes	4,0

Source : MICOKIN, 2002.

Le niveau de la stérilité définitive est donc un peu plus important chez les femmes migrantes que chez les non-migrantes. Au sein de la population migrante, ce sont les migrantes récentes qui ont

<sup>18</sup> Il existe d'autres indicateurs de stérilité permanente dans la littérature (Léridon, 2002). Nous avons retenu cet indicateur en raison de son utilisation dans le calcul de l'indice de stérilité de Bongaarts.

un niveau relativement plus élevé que les autres. Ces chiffres confirment l'idée que Kinshasa ne fait pas face à un problème de stérilités définitives des femmes, migrantes ou non.

### e) Les variables du post-partum

L'importance des variables du post-partum (allaitement, abstinence et aménorrhée post-partum) en tant que facteur intermédiaire majeur de la fécondité en Afrique noire a été clairement établie dans la littérature (Jolly et Gribble, 1996 ; Tabutin et Schoumaker, 2001 ; Locoh, 2002a). *Voyons si elles contribuent à l'explication des différences ou similitudes de fécondité observées entre femmes migrantes et non-migrantes.* Les variables du post-partum étudiées couvrent (i) l'allaitement, (ii) l'abstinence post-partum et (iii) la non-susceptibilité post-partum qui en découlent.

A l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier, nous avons estimé les durées moyennes et médianes de ces variables à partir des dernières naissances survenues au cours des cinq années précédant l'enquête, selon le statut migratoire de la femme. Cette option stratégique de nous limiter à la naissance la plus récente de chaque femme a été dictée par la contrainte d'indépendance des observations, une condition d'application de toutes les méthodes statistiques, y compris la régression de Cox que nous utiliserons. Ainsi, les caractéristiques de chaque mère n'interviennent qu'une seule fois dans les modèles statistiques. Les résultats de l'analyse descriptive sont présentés dans le tableau ci-après.

Tableau 9. Durées moyennes et médianes d'insusceptibilité post-partum, d'allaitement, d'aménorrhée et d'abstinence post-partum selon le statut migratoire de la femme. Estimations à partir des fonctions de séjour de Kaplan-Meier (femmes en union de 15-49 ans, Kinshasa 2002) <sup>[1]</sup>

Variables du post-partum	Statut migratoire de la femme					Ensemble des femmes
	Non-migrantes	Migrantes de retour	Migrantes anciennes	Migrantes récentes	Total des migrantes	
<b>Allaitement</b>						
Durée moyenne (mois)	18	20	20	19	20	19
Durée médiane (mois)	<b>17</b>	<b>19</b>	<b>19</b>	<b>19</b>	<b>19</b>	<b>18</b>
Nombre d'observations	853	108	295	132	535	1388
<b>Abstinence post-partum</b>						
Durée moyenne (mois)	9	10	9	10	9	9
Durée médiane (mois)	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>4</b>	<b>4</b>
Nombre d'observations	895	111	308	142	561	1456
<b>Aménorrhée post-partum</b>						
Durée moyenne (mois)	10	10	12	11	11	11
Durée médiane (mois)	<b>8</b>	<b>10</b>	<b>10</b>	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>9</b>
Nombre d'observations	896	112	309	141	562	1458
<b>Insusceptibilité post-partum</b>						
Durée moyenne (mois)	11	11	13	12	12	11
Durée médiane (mois)	<b>9</b>	<b>10</b>	<b>11</b>	<b>11</b>	<b>11</b>	<b>9</b>
Nombre d'observations	891	111	306	141	558	1449

[1] Les différents tests d'égalité des moyennes entre les catégories de statut migratoire se sont avérés non significatifs ; ce qui signifie que les différences observées sur les durées moyennes de chacune de ces variables ne peuvent être dues qu'au seul hasard.

#### *L'allaitement*

La pratique de l'allaitement, mesurée par le fait d'avoir donné au moins une fois le lait maternel à l'enfant, est presque universelle à Kinshasa : seules près de 4 % des mères ayant eu un enfant au cours des cinq dernières années ne l'ont pas fait. La proportion n'est guère variable selon leur expérience migratoire : elle est respectivement de 3,6 %, 3,5 %, 2,9% et 2,8 % chez les non-migrantes, chez les migrantes récentes, chez les migrantes anciennes et de retour. Presque universelle, la pratique de l'allaitement est aussi prolongée.

En moyenne, les derniers enfants sont allaités pendant 19 mois. La moitié d'entre eux ont été sevrés avant 18 mois, l'autre après cette durée. Cette durée médiane d'allaitement est proche de celle que l'on trouve actuellement dans d'autres capitales africaines (voir rapports nationaux des EDS). A Kinshasa, la durée moyenne d'allaitement diffère quelque peu selon le statut migratoire de la mère. Les enfants nés de mères migrantes sont allaités un peu plus longtemps (2 mois de plus) que ceux

nés de mères sédentaires de la ville, mais la différence est trop faible. Au sein de la population migrante, il n'y a pas de différence de durées moyenne ou médiane de l'allaitement.

Tableau 10. Résultats de la régression de Cox du risque de sevrage du dernier enfant sur le statut migratoire de la femme et diverses caractéristiques socio-démographiques, Kinshasa 2002

	Risque relatif (modèle 1)	Risque relatif (modèle 2)
<b>Statut migratoire de la femme</b>		
Non-migrante (réf)	1,00 (--)	
Migrante	0,90 (ns)	
<b>Type de migration</b>		
Non-migrante (réf)		1,00 (--)
Migrante de retour		0,90 (ns)
Migrante ancienne		0,93 (ns)
Migrante récente		0,86 (ns)
Khi-deux	95,5	95,27
Degrés de liberté	26	26
Prob > Khi-deux	0,000	0,000
Nombre d'observations	1376	1376
Moyenne variable dépendante	19	19

Ns : non significatif.

Les variables de contrôle comprennent l'âge, l'origine ethnique, la religion, l'instruction de la femme, l'occupation de la femme, le type d'union conjugale, le sexe de l'enfant, le niveau de vie du ménage, le statut migratoire du conjoint, la durée de l'union.

Les résultats de l'analyse multivariée du risque de sevrage du dernier enfant, par le modèle à risques proportionnels de Cox, confirme ce que nous venons de souligner (tableau 10) : le risque pour le dernier enfant d'être sevré ne diffère pas de façon significative selon qu'il est né d'une mère migrante ou non-migrante. De manière générale, il est moins élevé chez les enfants nés de mères migrantes de tous types que chez les enfants nés de mères nées et restées dans la capitale. *Malgré ces petites différences, au demeurant statistiquement non significatives, on peut déduire que les femmes arrivant à Kinshasa ont le même comportement d'allaitement que les non-migrantes.*

#### L'abstinence post-partum

A Kinshasa, l'abstinence sexuelle prolongée après l'accouchement ne semble guère être actuellement une pratique fréquente, comme cela s'observe également dans d'autres pays et capitales d'Afrique (Tabutin et Schoumaker, 2004). Bien que la durée moyenne d'abstinence s'élève à 9 mois parmi les enquêtées ayant eu une naissance au cours des cinq années précédant l'enquête, la moitié ont repris l'activité sexuelle dans les quatre premiers mois (durée médiane égale à 4 mois). (tableau 9). Ces durées relativement courtes d'abstinence post-partum dans une société comme celle de Kinshasa, où l'accès à la contraception moderne et efficace est limité, peuvent constituer un obstacle à un espacement plus grand des naissances, un facteur de réduction de la fécondité.

Tableau 11. Résultats de la régression de Cox du risque de reprise de l'activité sexuelle après l'accouchement sur le statut migratoire de la femme et diverses caractéristiques, Kinshasa 2002

	Risque relatif (modèle 1)	Risque relatif (modèle 2)
<b>Statut migratoire de la femme</b>		
Non-migrantes (réf)	1,00 (--)	
Migrantes	0,95 (ns)	
<b>Type de migration</b>		
Non-migrantes (réf)		1,00 (--)
Migrantes de retour		0,99 (ns)
Migrantes anciennes		0,99 (ns)
Migrantes récentes		0,84 (ns)
Khi-deux	63,2	58,84
Degrés de liberté	26	26
Prob > Khi-deux	0,000	0,000
Nombre d'observations	1444	1444
Moyenne variable dépendante	9	9

Ns = non significatif à 1, 5 ou 10 %.

Les variables de contrôle comprennent l'âge, l'origine ethnique, la religion, l'instruction de la femme, l'occupation de la femme, le type d'union conjugale, le sexe de l'enfant, le niveau de vie du ménage, le statut migratoire du conjoint, la durée de l'union.

Il y a une égalité de durée moyenne d'abstinence entre les Kinois d'origine et les femmes migrantes de tous types. En tenant compte des autres facteurs de l'abstinence post-partum au moyen de la régression de Cox, l'analyse de la durée d'abstinence montre que le risque de reprise de l'activité sexuelle dans le moment du post-partum est moins élevé chez les migrantes de tous types que chez les non-migrantes (tableau 11). Il est de l'ordre de 10 % moins élevé chez les migrantes récentes que chez les non-migrantes ; il est d'environ 2 % moins élevé parmi les migrantes anciennes et de retour que parmi ces dernières. Mais les différences ne sont ni substantielles ni statistiquement significatives aux seuils traditionnellement utilisés. *Comme pour l'allaitement, on peut déduire que le comportement des migrantes à l'égard de l'abstinence post-partum est proche de celui des femmes nées et restées à Kinshasa.*

#### *L'insusceptibilité post-partum*

Si l'allaitement et l'abstinence post-partum varient peu entre les femmes migrantes et non-migrantes, les résultats sont différents avec la non-susceptibilité post-partum. La période totale suivant l'accouchement pendant laquelle le risque de conception est nul du fait d'aménorrhée et/ou d'abstinence sexuelle est en effet différente selon l'expérience de la femme en matière de fécondité.

Dans l'ensemble, la durée moyenne de non-susceptibilité post-partum s'élève à 11 mois. Elle est plus importante chez les migrantes récentes et anciennes (13 mois) que chez les non-migrantes et migrantes de retour (11 mois). Elle est, pour les différents sous-groupes de femmes, plus longue que la durée d'aménorrhée ; cela signifie que l'abstinence post-partum est plus courte que le délai de réovulation parmi les enquêtées, comme cela s'observe dans d'autres populations similaires (Haggerty et Rutstein, 1999). « *In general, because postpartum abstinence tends to be shorter than postpartum amenorrhea, postpartum insusceptibility follows the pattern of amenorrhea but is slightly longer* » (ibidem, p.7).

Tableau 12. Résultats de la régression de Cox du risque de sortir de la période de non-susceptibilité post-partum sur le statut migratoire de la femme et diverses caractéristiques, Kinshasa 2002

	Risque relatif (modèle 1)	Risque relatif (modèle 2)
<b>Statut migratoire de la femme</b>		
Non-migrantes (réf)	1,00	
Migrantes	0,85**	
<b>Type de migration</b>		1,00
Non-migrantes (réf)		0,98
Migrantes de retour		0,83**
Migrantes anciennes		0,76**
Migrantes récentes		0,76**
Khi-deux	129,5	134,0
Degrés de liberté	26	26
Prob > Khi-deux	0,000	0,000
Nombre d'observations	1437	1437
Moyenne variable dépendante (mois)	11	11

Significatif : \*\* à 5 %.

Les variables de contrôle comprennent l'âge, l'origine ethnique, la religion, l'instruction de la femme, l'occupation de la femme, le type d'union conjugale, le sexe de l'enfant, le niveau de vie du ménage, le statut migratoire du conjoint et la durée de l'union.

Le contrôle des autres caractéristiques socio-démographiques par le modèle à risques proportionnels de Cox confirme ces différences (tableau 12) : les migrantes récentes et anciennes ont un risque de sortir de la période de non-susceptibilité post-partum significativement moins élevé que les non-migrantes, toutes les autres choses restant égales par ailleurs. Les risques relatifs de sortie de l'infécondabilité sont respectivement égaux à 0,76 et 0,83 pour les migrantes récentes et anciennes respectivement, et à 0,98 pour les migrantes de retour. Ils sont statistiquement non significatifs pour ces dernières. *L'insusceptibilité post-partum décrit donc une variation significative entre, d'une part, les migrantes récentes ou anciennes installées à Kinshasa et, d'autre part, les non-migrantes et les migrantes de retour.*

#### 4. 5. 2. Importance respective des déterminants proches dans les différentiels de fécondité entre migrantes et non-migrantes : les indices synthétiques de Bongaarts

Bongaarts a mis au point un modèle permettant d'évaluer l'importance respective des facteurs intermédiaires de la fécondité (Bongaarts, 1978 et 1982). Depuis, il y a eu plusieurs adaptations de ce modèle (Jolly et Gribble, 1996 ; Freitez, 2003 ; etc.). Pour comparer les poids respectifs des facteurs intermédiaires décrits précédemment à l'aide des indices synthétiques de Bongaarts, nous retenons le modèle suivant :

$$ISF = FT * C_m * C_i * C_c * C_a * C_s$$

où  $C_m$  est l'indice de la nuptialité,  $C_i$  l'indice de non-susceptibilité post-partum,  $C_c$  l'indice de contraception,  $C_a$  l'indice d'avortement provoqué,  $C_s$  l'indice de stérilité.  $FT$  représente la fécondité maximale ou fécondité physiologique, estimée à 15,3.  $ISF$ , l'indice synthétique de fécondité, est la fécondité observée au sein de la population étudiée.

Les indices de Bongaarts mesurent les effets réducteurs sur la fécondité des déterminants proches correspondants. Chaque indice varie entre 0 (effet réducteur maximal) et 1 (effet réducteur nul). L'effet inhibiteur d'un déterminant proche est d'autant plus élevé que l'indice correspondant est faible. La proportion de réduction sur la fécondité maximale est simplement obtenue par le complément à 1 de chaque indice. Un indice égal à 0,80, par exemple, signifie que le facteur correspondant réduit la fécondité maximum de 20 %.

L'application du modèle à notre enquête conduit aux résultats du tableau 13.

Tableau 13. Indices de Bongaarts de contraception, d'avortement, de non-susceptibilité post-partum et de stérilité selon le statut migratoire de la femme (femmes de 15-49 ans en union), Kinshasa 2002

	Indice de mariage	Indice de contraception [1]	Indice d'avortement [1]	Indice de non-susceptibilité [2]	Indice de stérilité [3]	Indice combiné [4]	Fécondité estimée [5]
Kinshasa (ensemble)	1,00	0,75	0,95	0,68	1,00	0,48	7,4
<i>Statut migratoire femme</i>							
Non-migrantes	1,00	0,74	0,95	0,68	1,00	0,48	7,3
Total migrantes	1,00	0,77	0,95	0,65	1,00	0,47	7,3
Migrantes de retour	1,00	0,76	0,91	0,68	1,00	0,47	7,2
Migrantes anciennes	1,00	0,77	0,96	0,64	1,00	0,47	7,2
Migrantes récentes	1,00	0,76	0,95	0,65	0,98	0,47	7,2

[1] : la prévalence et l'efficacité de la contraception utilisées dans le modèle prennent en compte les méthodes modernes et naturelles.

[2] : nous l'avons calculé avec la durée moyenne (et non médiane) de l'insusceptibilité post-partum.

[3] : l'indice de stérilité n'est calculé que pour les migrantes récentes chez lesquelles la fréquence des femmes stériles dépasse 3%.

[4] : indice combinant de façon multiplicative les différents indices de Bongaarts, soit  $C_m * C_c * C_a * C_i * C_s$ .

[5] : Fécondité estimée par le modèle de Bongaarts :  $ISF = 15,3 * \text{Indice combiné de Bongaarts}$ .

A Kinshasa, comme dans une très grande majorité de pays d'Afrique noire, *le facteur réducteur le plus important de la fécondité dans le mariage est encore la non-susceptibilité post-partum*, compte tenu sans doute du faible recours à l'avortement provoqué et de la faiblesse de la pratique contraceptive moderne. Pour l'ensemble des femmes, ce facteur intermédiaire réduit la fécondité théorique de 32 %, alors que les effets inhibiteurs de la contraception et de l'avortement ne dépassent guère respectivement 25 % et 5 %. L'impact de la stérilité définitive est, lui, négligeable du fait de la faible fréquence des femmes stériles parmi les 40-49 ans (1,7 %).

Selon ces estimations, avec une fécondité théorique maximale fixée à 15,3, la fécondité moyenne dans le mariage serait de 7,4 enfants par femme, ce qui est très proche de la valeur de 7,1 observée durant les cinq années précédant notre enquête. Cette proximité entre les fécondités estimée et observée reflète autant la validité du modèle que la fiabilité des données de notre enquête.



Quels sont maintenant les poids respectifs de ces facteurs intermédiaires dans les différentiels de fécondité observés entre femmes migrantes et non-migrantes ? Comme on pouvait s'y attendre, il y a une grande similitude des indices de Bongaarts de non-susceptibilité, de contraception et d'avortement entre les sédentaires et les migrantes quelle que soit leur histoire migratoire (tableau 13). L'indice d'insusceptibilité post-partum est légèrement moindre chez les sédentaires que chez les migrantes de tous types, et le rôle de ce déterminant proche demeure le plus important pour tous groupes de femmes. L'effet inhibiteur de la contraception sur la fécondité est plus faible que celui du facteur précédent, aussi bien chez les migrantes que chez les non-migrantes, reflétant une très faible utilisation des méthodes contraceptives modernes et efficaces à Kinshasa. Il est un peu plus élevé chez ces dernières (26 %) que chez les femmes migrantes de toutes catégories (24 % chez les migrantes de retour, 23 % chez les migrantes anciennes et 24 % chez les migrantes récentes), mais les différences sont faibles. L'indice d'avortement est plus élevé chez les migrantes de retour que chez les autres, migrantes ou non-migrantes. Mais ni l'effet de ce facteur intermédiaire ni les différences entre ces groupes de femmes ne sont importants. Le pourcentage de réduction de l'avortement sur la fécondité maximale est encore inférieur à 10 %. Négligeable pour les autres groupes de femmes, l'effet réducteur de la stérilité sur la fécondité dans l'union s'élève à 2 % chez les migrantes récemment installées dans la capitale.

Ces chiffres montrent en définitive que les comportements en matière de reproduction (contraception, avortement, allaitement, abstinence sexuelle) des migrantes et des non-migrantes sont proches. *Les sédentaires de la ville recourent un peu plus à la contraception moderne, mais enregistrent un plus grand relâchement des pratiques traditionnelles d'espacement des naissances.* Quant aux migrantes, leur faible pratique des méthodes contraceptives modernes semble aller de pair avec une plus grande insusceptibilité après l'accouchement. C'est finalement parmi ces dernières que les indices combinés de Bongaarts (indice combinant de façon multiplicative tous les indices calculés) sont un peu plus bas. Bien que ces différences soient minimes, elles vont dans l'ensemble dans le sens de ce qui a été relevé sur la fécondité observée.

## V. Conclusion

Le principal objectif de cette étude était d'évaluer les effets de la migration des femmes sur leur comportement en matière de fécondité. Il s'agissait, en d'autres termes, de voir si le fait de migrer des régions congolaises à forte fécondité (campagnes ou villes régionales) vers la ville de Kinshasa conduisait les migrantes à adopter le même comportement de fécondité que les femmes qui y ont toujours vécu depuis la naissance ou la prime enfance. Pour ce faire, suivant en cela d'autres auteurs ayant déjà abordé cette question, nous avons opté pour l'analyse différentielle de la fécondité entre les non-migrantes de Kinshasa et diverses catégories de migrantes. Ces dernières ont été constituées sur la base du statut migratoire de la femme, de la durée de résidence à Kinshasa, de l'âge à la migration et du lieu de naissance. La comparaison de divers indices de fécondité récente et cumulée de chacun des sous-groupes de migrantes avec ceux des non-migrantes met en évidence un lien entre la migration des femmes et la fécondité à Kinshasa, puisqu'à caractéristiques socio-économiques similaires, les femmes immigrées à Kinshasa ont légèrement moins d'enfants que les non-migrantes, bien que les différences observées soient faibles et statistiquement non significatives au seuil de 5 ou 10 %.

Ces grandes similitudes de fécondité vont de pair avec une proximité sur les déterminants proches de la fécondité entre migrantes et non-migrantes. Les analyses menées indiquent que les femmes arrivant à Kinshasa ont déjà un même comportement que les autres en matière de contraception, d'avortement, d'allaitement et d'abstinence post-partum. Ces convergences se traduisent par une quasi-égalité des indices synthétiques de Bongaarts entre ces groupes de femmes.

Il se dessine assez clairement une certaine tendance à l'homogénéisation des comportements en matière de fécondité entre femmes migrantes et non-migrantes de Kinshasa. Compte tenu des niveaux plus élevés de fécondité des milieux/régions de provenance de ces migrantes, il est tentant de conclure que ces migrantes tendent à ajuster leurs comportements de fécondité à ceux de la ville de Kinshasa. Elles ne devraient pas par conséquent être considérées comme un groupe à forte fécondité, mais comme des personnes qui peuvent jouer un rôle important dans la diffusion des nouveaux comportements en matière de fécondité aussi bien dans leur milieu d'immigration que dans les milieux d'origine lorsqu'elles y retournent.

L'étude montre également que les déterminants socio-économiques de la fécondité varient selon le statut migratoire de la femme. Ils sont relativement plus nombreux et variés parmi les migrantes que parmi les sédentaires de la capitale. Il semble ainsi que ces dernières ont un comportement procréateur plus homogène que les premières. Il faudra donc tenir compte de l'expérience migratoire des femmes pour mieux comprendre les facteurs socio-économiques de la fécondité à Kinshasa.

Si les résultats de cette analyse nous permettent déjà d'avoir quelques éléments de réponse à notre question de départ, ils méritent encore d'être approfondis par des analyses qualitatives permettant de prendre en compte des variables de nature psycho-sociale dans l'explication des liens entre migration et fécondité. Il faudra aussi voir comment les migrantes se distinguent ou non des non-migrantes restées dans les régions d'origine, ce qui pourrait aider à avoir une vue plus globale de la question au niveau du pays.

## Remerciements

L'auteur tient à remercier THE WELLCOME TRUST qui a financé la collecte des données utilisées dans cette recherche (projet n°062014/Z/00/Z).

## Références bibliographiques

- Allison, P. D., (1999), *Logistic Regression using the SAS System : Theory and Applications*, Cary, N.C : SAS Institute Inc.
- Bach, R.L., (1981), "Migration and Fertility in Malaysia : A Tale of Two Hypotheses", *International Migration Review*, Vol. 15 (3), pp. 502-521.
- Bartiaux, F. et Yana, S. D., (1995), "Migrations internes et fécondité en Afrique sub-saharienne : l'exemple du Cameroun", in *Transitions démographiques et sociétés*, Chaire Quételet 1992, Institut de démographie, UCL, Louvain-la-Neuve, Académia/L'Harmattan, pp. 495-519.
- Bogin, B., (1988), «Rural-to-Urban Migration», in Mascie-Taylor, G.N. et Lasker, G.W. (éds), *Biological Aspects of Human Migration*, Cambridge University Press, pp. 90-129.
- Bongaarts, J., (1978), "A Framework for Analyzing the Proximate Determinants of Fertility", *Population and Development Review*, 4(1), pp. 105-132.
- Bongaarts, J., (1982), "The Fertility Inhibiting Effects of the Intermediate Fertility Variables", *Studies in Family Planning*, 13 (6/7), pp. 179-189.
- Bourgeois-Pichat, J., (1987), «Le nombre des hommes », in Jacquard, A. (éd), *Les scientifiques parlent*, Paris, Hachette, pp.129-136 (extraits dans Problèmes et politiques sociaux n°743, 1987, pp. 21-24).
- Brockerhoff, M et Yang, X., (1994), "Impact of Migration on Fertility in Sub-Saharan Africa ", *Social Biology*, Vol. 41, No1-2, pp. 19-43.
- Brockerhoff, M. (1998), "Migration and The Fertility Transition in African Cities", in Bilsborrow, R.E. (éd), *Migration, Urbanization and Development : New directions and Issues*, Kluwer Academic Publishers/UNFPA, Norwell/New York, pp. 357-392.
- Boulier et Rosenzweig, (1978), "Age Biological Factors, and Socioeconomic Determinants of Fertility : A New Measure of Cumulative Fertility for Use in the Empirical Analysis of Family Size", *Demography*, Vol. 15 No 4, pp. 487-497.
- Coleman, D. A., (1994), "Trends in Fertility and Inter-marriage among Immigrant Populations in Western Europe as Measures of Integration", *Journal of Biosocial Science*, Vol. 26, pp. 107-136.
- Findley, S., (1982), "Fertility and Migration", in ROSS, J.A., (éd), *International Encyclopedia of Population*, New York : The Free Press, pp.247-252.
- Freitez, A., (2003), *La transition de la fécondité au Venezuela. L'analyse des effets de l'éducation sur les variables intermédiaires*, Thèse de doctorat en démographie, Institut de Démographie, Université catholique de Louvain, LLN.
- Gabon (République du) (2000), *Enquête Démographique et de Santé 2000*. Rapport national en ligne ([www.measuredhs.com](http://www.measuredhs.com)).
- Goldstein, S., (1978), "Migration and Fertility in Thailand, 1960-1970", *Canadian Studies in Population*, No5, pp. 167-180.
- Goldstein, S. et Goldstein, A. (1982), " Techniques for the Analysis of the Interrelations between Migration and Fertility ", In *National Migration Surveys :X, Guidelines for Analysis*, United Nations Economic and Social Commission for Asia and the Pacific, New York: United Nations, pp. 132-162.
- Goldscheider, C., (1983), « Modernization, Migration and Urbanization », In Morrison, P. A. (éd), *Populations Movements : Their Forms and Functions in Urbanization and Development*, Liège, Ordina Editions, pp. 47-66.

- Guillaume, A., (2003), « Le rôle de l'avortement dans la transition de la fécondité à Abidjan au cours des années 1990 », *Population*, 58 (6), pp. 741-772.
- Haggerty, P. A. et Rutstein, S. O., (1999), « Breastfeeding and Complementary Infant Feeding, and the Postpartum Effects of Breastfeeding », *DHS Comparative Studies*, No30, 282 pages.
- Hendershot, G. E., (1976), « Social Class, Migration, and Fertility in the Philippines », in *The Dynamics of Migration, Internal Migration, and Migration and Fertility*, Washington, D. C. : Smithsonian Institution.
- Iutaka et al., (1971), "Factors Affecting Fertility of Natives and Migrants in Urban Brazil", *Population Studies*, 25 (1), pp. 55-62.
- Jensen, E. R. et Ahlburg, D. A., (2004), « Why Does Migration Decrease Fertility? Evidence from the Philippines », *Population studies*, Vol. 58, No 2, pp. 219-231.
- Jolly, C. et Gribble, J., (1996), "Les déterminants proches de la fécondité", in Foote, K., Hill, K. et Martin, L. (éds), *Changements démographiques en Afrique sub-saharienne*, Paris, INED-PUF, pp.71-117.
- Khan, J. R., (1988), "Immigrant Selectivity and Fertility Adaptation in the United States", *Social Forces*, Vol. 67, No1, pp. 108-128.
- Land, K. C., McCall, P. et Nagin, D., (1996), "A comparison of Poisson, Negative Binomial, and Semiparametric Mixed Poisson Regression Models With Empirical Applications to Criminal Careers Data", *Sociological Methods & Research*, Vol. 24 No4, pp.387-442.
- Lee, B. S., (1992), "The Influence of Rural-Urban Migration on Migration on Migrant's Fertility Behavior in Cameroon", *International Migration Review*, Vol. XXVI, No 4, pp. 1416-1445.
- Léridon, H., (2002), "Causes et traitement de la stérilité", Caselli, G., Vallin, J. et Wunsch, G., (éds), *Les déterminants de la fécondité, Vol II*, Editions de l'Institut National d'Etudes Démographiques, Paris, pp. 251-264.
- Lesthaeghe, R. (1988), "Cultural Dynamics and Economic Theories of Fertility Change", *Population and Development Review*, Vol. 14, No1, pp.1-45.
- Lindstrom, D. P., (2003), "Rural-Urban Migration and Reproductive Behavior in Guatemala", *Population Research and Policy Review*, No 22, pp.351-372.
- Locoh, Th., (2002), « Baisse de la fécondité et mutations familiales en Afrique sub-saharienne », *Document de travail*, No 112, Institut national d'Etudes démographiques, 30 pages.
- Martine, G., (1975), "Migrant Fertility Adjustment and Urban Growth in Latin America ", *International Migration Review*, vol. IX, pp.177-191.
- McKinney, B.J., (1993), « Impact of Rural-Urban Migration on Migrant Fertility in Senegal », *DHS Working Papers*, No6, Columbia, Maryland :Macro International, 36 pages.
- Picouet, M., (1983), « Effets de la migration sur la composante fécondité de la croissance urbaine. Le cas de Tunis. », *Cahiers ORSTOM, Série Sch Hum*, Vol. XIX, No3, pp. 277-284.
- Sala-Diakanda, M.D., (1980), *Approche ethnique des phénomènes démographiques : le cas du Zaïre*, Département de Démographie, UCL, Louvain-la-Neuve, Belgique, Cabay-Libraire-Editeur S.A.
- Schoumaker, B., (2004), "Une approche personnes-périodes pour l'analyse des histoires génésiques", *Population*, 59 (5), pp. 783-796.
- Shapiro, D. et Tambashe, O., (1994), "The Impact of Women's Employment and Education Contraceptive Use and Abortion in Kinshasa, Zaïre", *Studies in Family Planning*, 25 (2), pp. 96-110.
- Shapiro, D. et Tambashe, O., (2003), *Kinshasa in Transition. Women's Education, Employment, and Fertility*, Chicago and London, The University of Chicago Press, 243 pages.
- Tabutin, D., (1982), "Evolution régionale de la fécondité dans l'ouest du Zaïre", *Population*, 37 (1), pp. 29-50.
- Tabutin, D., (2000), « Indices au niveau individuel de fécondité, de mortalité des enfants et de nuptialité », *Document de travail*, No 9, Sped, Université catholique de Louvain, 21 pages.
- Tabutin, D. et Schoumaker, B., (2001), "Une analyse régionale des transitions de fécondités en Afrique sub-saharienne", Communication au Congrès général de l'IUSSP, Salvador de Bahia (Brésil).
- Tabutin, D. et Schoumaker, B., (2004), "La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000. Synthèse des changements et bilan statistique", *Population*, 59 (3), pp. 521-622.
- Zamwangana, T., (2004), « Migration féminine et comportements de fécondité à Kinshasa », *Etude de la population africaine*, Supplément B du volume 19, pp. 227-250.
- Zamwangana, T., (2005), *Migration féminine et fécondité à Kinshasa*, Thèse de doctorat en démographie, Université catholique de Louvain, Louvain-la-Neuve, 297 pages.

Tableau A. 1. Comparaison des indices moyens de fécondité actuelle et passée par âge, situation de la femme en matière de migration et milieu d'origine

A. Fécondité actuelle (1997-2001)

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
15-24 ans	0,36 (167)	0,33 (3)	0,36 (10)	0,34 (13)	0,32 (12)	0,36 (5)	0,33 (17)	0,28 (12)	0,34 (13)	0,32 (25)
25-34 ans	0,33 (502)	0,26 (30)	0,30 (42)	0,29 (72)	0,31 (54)	0,33 (87)	0,32 (141)	0,28 (38)	0,30 (56)	0,29 (94)
35-49 ans	0,18 (339)	0,11 (33)	0,16 (23)	0,13 (56)	0,12 (122)	0,14 (234)	0,13 (356)	0,14 (17)	0,15 (32)	0,14 (49)
Ensemble	0,28 (1008)	0,19 (66)	0,27 (75)	0,23 (141)	0,20 (188)	0,19 (326)	0,19 (514)	0,26 (65)	0,24 (101)	0,25 (166)

B. Fécondité cumulée

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total	Urbain	Rural	Total
15-24 ans	0,38 (167)	0,36 (3)	0,39 (10)	0,37 (13)	0,35 (12)	0,39 (5)	0,36 (17)	0,36 (12)	0,30 (13)	0,32 (25)
25-34 ans	0,35 (502)	0,31 (30)	0,35 (42)	0,34 (72)	0,33 (54)	0,36 (81)	0,35 (141)	0,31 (36)	0,32 (56)	0,32 (92)
35-49 ans	0,30 (339)	0,28 (33)	0,32 (23)	0,31 (56)	0,30 (122)	0,28 (234)	0,29 (356)	0,27 (17)	0,30 (32)	0,29 (49)
Ensemble	0,34 (1008)	0,29 (66)	0,36 (75)	0,33 (141)	0,32 (188)	0,30 (326)	0,31 (514)	0,30 (65)	0,31 (101)	0,31 (166)

Tableau A. 2. Comparaison des indices moyens de fécondité actuelle et passée par âge, situation de la femme en matière de migration et âge à l'arrivée dans la ville de Kinshasa

A. Fécondité actuelle (1997-2001)

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Avant 19 ans	Après 19 ans	Total	Avant 19 ans	Après 19 ans	Total	Avant 19 ans	Après 19 ans	Total
15-24 ans	0,36 (167)	0,37 (7)	0,30 (6)	0,34 (13)	0,38 (17)	-	0,33 (17)	0,35 (11)	0,25 (14)	0,32 (25)
25-34 ans	0,33 (502)	0,33 (22)	0,27 (50)	0,29 (72)	0,34 (107)	0,31 (34)	0,32 (141)	0,33 (4)	0,29 (90)	0,29 (94)
35-49 ans	0,18 (339)	0,13 (8)	0,13 (48)	0,13 (56)	0,12 (210)	0,15 (146)	0,13 (356)	-	0,14 (49)	0,14 (49)
Ensemble	0,28 (1008)	0,29 (37)	0,21 (104)	0,23 (141)	0,19 (334)	0,18 (180)	0,19 (514)	0,27 (15)	0,24 (153)	0,25 (168)

B. Fécondité cumulée

	Kinoises d'origine	Migrantes de retour			Migrantes anciennes			Migrantes récentes		
		Avant 19 ans	Après 19 ans	Total	Avant 19 ans	Après 19 ans	Total	Avant 19 ans	Après 19 ans	Total
15-24 ans	0,38 (167)	0,38 (7)	0,36 (6)	0,37 (13)	0,38 (17)	-	0,36 (17)	0,31 (11)	0,35 (14)	0,32 (25)
25-34 ans	0,35 (502)	0,38 (22)	0,31 (50)	0,34 (72)	0,37 (107)	0,33 (34)	0,35 (141)	0,30 (4)	0,32 (90)	0,32 (94)
35-49 ans	0,30 (339)	0,29 (8)	0,31 (48)	0,31 (56)	0,29 (210)	0,28 (146)	0,29 (356)	-	0,29 (49)	0,29 (49)
Ensemble	0,34 (1008)	0,37 (37)	0,31 (104)	0,33 (141)	0,32 (334)	0,30 (180)	0,31 (514)	0,28 (15)	0,31 (153)	0,31 (168)

Tableau A. 3. Comparaison des indices moyens de fécondité actuelle et passée par âge, situation de la femme en matière de migration et motif de la venue à Kinshasa

A. Fécondité actuelle (1997-2001)

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Economique	Familial	Total	Economique	Familial	Total	Economique	Familial	Total
15-24 ans	0,36 (167)	0,33 (6)	0,34 (7)	0,34 (13)	0,43 (3)	0,40 (14)	0,33 (17)	0,26 (4)	0,32 (21)	0,32 (25)
25-34 ans	0,33 (502)	0,25 (28)	0,31 (44)	0,29 (72)	0,31 (55)	0,34 (86)	0,32 (141)	0,25 (19)	0,31 (75)	0,29 (94)
35-49 ans	0,18 (339)	0,10 (25)	0,16 (31)	0,13 (56)	0,12 (84)	0,13 (272)	0,13 (356)	0,13 (12)	0,14 (37)	0,14 (49)
Ensemble	0,28 (1008)	0,19 (59)	0,26 (82)	0,23 (141)	0,21 (142)	0,19 (372)	0,19 (514)	0,22 (35)	0,26 (133)	0,25 (168)

B. Fécondité cumulée

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Economique	Familial	Total	Economique	Familial	Total	Economique	Familial	Total
15-24 ans	0,38 (167)	0,39 (6)	0,36 (7)	0,37 (13)	0,36 (3)	0,42 (14)	0,36 (17)	0,34 (4)	0,32 (21)	0,32 (25)
25-34 ans	0,35 (502)	0,34 (28)	0,33 (44)	0,34 (72)	0,34 (55)	0,37 (86)	0,35 (141)	0,27 (19)	0,33 (75)	0,32 (94)
35-49 ans	0,30 (339)	0,26 (25)	0,36 (31)	0,31 (56)	0,30 (84)	0,28 (272)	0,29 (356)	0,27 (12)	0,30 (37)	0,29 (49)
Ensemble	0,34 (1008)	0,31 (59)	0,34 (82)	0,33 (141)	0,32 (142)	0,31 (372)	0,31 (514)	0,28 (35)	0,32 (133)	0,31 (168)

Tableau A. 4. Comparaison des indices moyens de fécondité actuelle et passée par âge, situation de la femme en matière de migration et état matrimonial à l'arrivée à Kinshasa

A. Fécondité actuelle (1997-2001)

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Avant union	Après union	Total	Avant union	Après union	Total	Avant union	Après union	Total
15-24 ans	0,36 (167)	0,37 (9)	0,25 (4)	0,34 (13)	0,36 (17)	-	0,33 (17)	0,30 (7)	0,32 (18)	0,32 (25)
25-34 ans	0,33 (502)	0,29 (33)	0,28 (39)	0,29 (72)	0,33 (114)	0,31 (27)	0,32 (141)	0,25 (17)	0,31 (77)	0,29 (94)
35-49 ans	0,18 (339)	0,13 (14)	0,13 (42)	0,13 (56)	0,13 (194)	0,12 (162)	0,13 (356)	0,23 (3)	0,13 (46)	0,14 (49)
Ensemble	0,28 (1008)	0,26 (56)	0,21 (85)	0,23 (141)	0,21 (325)	0,15 (189)	0,19 (514)	0,27 (27)	0,25 (141)	0,25 (168)

B. Fécondité cumulée

	Kinoise d'origine	Migrante de retour			Migrante ancienne			Migrante récente		
		Avant union	Après union	Total	Avant union	Après union	Total	Avant union	Après union	Total
15-24 ans	0,38 (167)	0,43 (9)	0,23 (4)	0,37 (13)	0,42 (17)	-	0,36 (17)	0,34 (7)	0,32 (18)	0,32 (25)
25-34 ans	0,35 (502)	0,35 (33)	0,32 (39)	0,34 (72)	0,36 (114)	0,34 (27)	0,35 (141)	0,33 (17)	0,31 (17)	0,32 (94)
35-49 ans	0,30 (339)	0,28 (14)	0,32 (42)	0,31 (56)	0,29 (194)	0,28 (162)	0,29 (356)	0,36 (3)	0,28 (46)	0,29 (49)
Ensemble	0,34 (1008)	0,35 (56)	0,32 (85)	0,33 (141)	0,32 (325)	0,29 (189)	0,31 (514)	0,33 (27)	0,29 (141)	0,31 (168)

Tableau A. 5. Ratios de fécondité (%) entre migrantes et non-migrantes selon diverses caractéristiques socio-démographiques

	Migrante de retour		Migrante ancienne		Migrante récente	
	Féc récente	Féc cumulée	Féc récente	Féc cumulée	Féc récente	Féc cumulée
<b>Groupe d'âge</b>						
15-24 ans	94	97	92	95	89	85
25-34 ans	91	97	103	99	91	91
35-49 ans	72	103	72	96	77	96
Ensemble	82	97	68	91	89	91
<b>Instruction de la femme</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Peu instruite	103	100	97	95	86	87
Instruite	-	-	97	100	94	97
<b>25-34 ans</b>						
Peu instruite	88	92	97	97	94	89
Instruite	87	97	100	97	87	88
<b>35-49 ans</b>						
Peu instruite	89	97	67	94	83	97
Instruite	47	90	76	93	59	79
<b>Ensemble</b>						
Peu instruite	89	94	64	89	93	94
Instruite	65	91	81	91	92	88
<b>Instruction du conjoint</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Conjoint peu instruit	97	100	93	97	81	82
Conjoint assez instruit	-	-	-	-	-	-
<b>25-34 ans</b>						
Conjoint peu instruit	88	92	97	97	91	89
Conjoint assez instruite	86	106	100	103	100	94
<b>35-49 ans</b>						
Conjoint peu instruit	82	106	76	97	94	97
Conjoint assez Instruit	61	104	72	96	67	100
<b>Ensemble</b>						
Conjoint peu instruit	83	97	66	91	86	91
Conjoint assez instruit	75	107	82	103	104	100
<b>Travail de la femme</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Femme au foyer	-	-	103	95	92	89
Travailleuse	-	-	-	-	-	-
<b>25-34 ans</b>						
Femme au foyer	91	85	97	97	91	84
Travailleuse	93	94	100	100	97	97
<b>35-49 ans</b>						
Femme au foyer	85	103	75	94	85	97
Travailleuse	63	107	75	97	69	93
<b>Ensemble</b>						
Femme au foyer	97	84	68	89	90	89
Travailleuse	97	83	83	94	91	91
<b>Niveau de vie du ménage</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Pauvre	92	95	97	103	89	89
Non-pauvre	-	-	-	-	-	-
<b>25-34 ans</b>						
Pauvres	88	94	100	97	91	92
Non-pauvre	94	97	97	94	97	94
<b>35-49 ans</b>						
Pauvre	83	103	78	94	89	97
Non-pauvre	63	96	75	93	63	96
<b>Ensemble</b>						
Pauvre	86	97	71	91	89	89
Non-pauvre	76	97	68	87	96	97

Tableau A. 5 : suite et fin.

	Migrante de retour		Migrante ancienne		Migrante récente	
	Féc récente	Féc cumulée	Féc récente	Féc cumulée	Féc récente	Féc cumulée
<b>Type d'union conjugale</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Mariage	-	-	-	-	74	69
Union informelle	86	95	89	95	97	97
<b>25-34 ans</b>						
Mariage	91	100	94	97	91	91
Union informelle	88	92	100	97	88	86
<b>35-49 ans</b>						
Mariage	82	106	76	97	65	97
Union informelle	72	83	67	90	89	97
<b>Ensemble</b>						
Mariage	92	100	75	94	96	91
Union informelle	80	91	70	91	87	91
<b>Statut migratoire conjoint</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Conjoint natif de Kinshasa	-	-	94	95	97	97
Conjoint migrant	-	-	-	-	82	81
<b>25-34 ans</b>						
Conjoint natif de Kinshasa	91	100	94	97	97	94
Conjoint migrant	82	89	100	97	80	86
<b>35-49 ans</b>						
Conjoint natif de Kinshasa	72	90	67	80	-	-
Conjoint migrant	82	103	76	97	76	93
<b>Ensemble</b>						
Conjoint natif de Kinshasa	86	94	79	88	107	97
Conjoint migrant	85	97	73	91	92	88
<b>Religion de la femme</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Protestante	-	-	-	-	-	-
Non-protestante	-	-	95	95	86	85
<b>25-34 ans</b>						
Protestante	90	97	103	91	100	94
Non-protestante	88	97	97	97	85	83
<b>35-49 ans</b>						
Protestante	80	93	80	90	73	97
Non-protestante	78	97	72	91	94	88
<b>Ensemble</b>						
Protestante	91	97	70	85	91	97
Non-protestante	83	97	72	94	90	88
<b>Groupe ethnique</b>						
<b>15-24 ans</b>						
Bakongo et apparentés	-	-	-	-	91	86
Luba-Kwango et apparentés	-	-	95	92	89	87
<b>25-34 ans</b>						
Bakongo et apparentés	87	94	103	97	94	85
Luba-Kwango et apparentés	94	95	103	97	91	89
<b>35-49 ans</b>						
Bakongo et apparentés	81	103	75	93	88	97
Luba-Kwango et apparentés	79	106	68	94	79	100
<b>Ensemble</b>						
Bakongo et apparentés	78	97	66	88	96	94
Luba-Kwango et apparentés	86	100	69	94	86	91

Source : MICOKIN, 2002. Ces ratios sont calculés à partir des indices de fécondité (non présentés ici), en rapportant pour chaque groupe d'âge l'indice de fécondité des migrantes de chaque catégorie à l'indice des non-migrantes de Kinshasa et en multipliant le résultat par 100.