

PAUVRETE ET BESOINS NON SATISFAITS EN MATIERE DE PREVENTION DES GROSSESSES CHEZ LES ADOLESCENTS ET LES JEUNES EN AFRIQUE CENTRALE

NSOA MBONDO Pierre

INTRODUCTION

Depuis les années 1980, les comportements sexuels et reproductifs des adolescents et des jeunes sont au centre des préoccupations scientifiques et programmatiques en Afrique dans un contexte socioéconomique et culturel en mutation permanente. L'importance de plus en plus grande accordée à la santé sexuelle et reproductive des adolescents et des jeunes tient essentiellement à leur contribution importante à la dynamique démographique du continent et à leur vulnérabilité particulière à l'égard des risques sexuels et reproductifs. En Afrique centrale, les statistiques mettent en évidence des niveaux particulièrement élevés des besoins non satisfaits en matière de prévention des grossesses dans un contexte de précarité socioéconomique qui touche particulièrement les adolescents et les jeunes. Mais les fondements de cette situation sont peu documentés.

En effet, nombre d'adolescentes et de jeunes sexuellement actifs qui souhaitent éviter la grossesse n'utilisent pas de méthodes modernes de contraception, en raison notamment du manque d'accès aux services ou de la désapprobation sociale. D'après les rapports de l'EDS, la proportion de jeunes femmes de 15-24 ans qui désirent espacer ou limiter leurs naissances sans pour autant pratiquer la contraception est de 30% au Gabon, 28% en RDC, 25% au Congo, 22% au Tchad, 21% au Cameroun et 17% en Centrafrique. Ce « besoin non satisfait » de Planification Familiale a un impact négatif sur la croissance économique en réduisant le revenu par habitant et en augmentant l'incidence de la pauvreté. En plus, la détérioration de la santé reproductive en Afrique centrale est l'expression de l'échec des services de « planning familial » et de contraception, ce qui se traduit par le nombre élevé de grossesses non désirées. Ces grossesses sont la cause directe de nombreux décès liés aux avortements à risque dont la plupart surviennent parmi les adolescentes (UNFPA, 2007). En revanche, il est reconnu que les programmes de planification familiale créent des conditions qui permettent aux jeunes femmes d'entrer dans la population active et aux familles de consacrer plus de ressources à chaque enfant, améliorant ainsi la nutrition, les niveaux d'éducation et les niveaux de vie de la famille.

Les avortements sont fréquents parmi les jeunes en Afrique Centrale, bien que le manque de données fiables en la matière, ainsi que son caractère tabou et juridiquement prohibé rendent délicate son estimation. Lorsqu'ils sont provoqués, les avortements traduisent souvent des besoins non satisfaits en matière de planification familiale. D'après le rapport de l'EDS du Gabon (2000), 15% femmes ont déclaré avoir eu recours à l'avortement au moins une fois dans leur vie. Cette proportion est de 4% chez les 15-19 ans et de 15% chez les 20-24 ans. Près de 60% des avortements des jeunes se déroulent sans assistance médicale.

Par ailleurs, les rares études situationnelles mettent en évidence une incapacité de l'offre de services de santé reproductive à répondre qualitativement et quantitativement à la demande, d'importants dysfonctionnements étant fréquemment observés. En dépit de

l'amélioration de quelques indicateurs macro-économiques (croissance du Produit Intérieur Brut autour de 5% notamment), observée ces dernières années, la pauvreté monétaire en Afrique Centrale demeure élevée (plus de la moitié de la population vit avec moins de 2 dollars par jour) et même en augmentation tandis que l'espérance de vie affiche une tendance à la baisse traduisant ainsi une pauvreté non monétaire en augmentation. L'Afrique Centrale se caractérise donc par une montée de la pauvreté dans un contexte de croissance économique positive traduisant ainsi un manque de redistribution ou une redistribution inégalitaire des fruits de la croissance. Un tel contexte est favorable à la permanence et à l'accentuation des inégalités sociales. La précarité socio-économique touche particulièrement les adolescents et les jeunes. Leur taux de chômage est particulièrement préoccupant et varie entre 15 et 20 % tandis que nombre d'entre eux vivent la déperdition scolaire ou sont enrôlés dans des groupes armés. Cette précarité socio-économique est de nature à accentuer la vulnérabilité des adolescents et jeunes à l'égard des risques sexuels et reproductifs mais cette question est très peu documentée en Afrique Centrale. Aussi la présente proposition a-t-elle été conçue pour apporter une contribution dans ce sens.

Cette recherche concerne cinq pays d'Afrique centrale que sont : le Cameroun, le Congo, la RDC, le Gabon et le Tchad ; un contexte politique hautement pertinent pour comprendre l'ampleur des besoins non satisfaits en matière de prévention des grossesses chez les adolescents et les jeunes et illustrer leurs liens avec la pauvreté dans ses diverses dimensions (pauvreté monétaire et pauvreté non monétaire). La mesure empirique du concept de demande globale de PF (Planification familiale) repose sur des estimations de ses deux composantes : la demande effectivement satisfaite ou les niveaux de prévalence contraceptive actuels et la demande potentielle ou les besoins de contraception non satisfaits (Westoff et Moreno 1992). Plus précisément, ces besoins non satisfaits font référence à une divergence manifeste entre les souhaits en matière de fécondité et les comportements contraceptifs. Des femmes qui affirment leur désir de retarder une grossesse ou d'en limiter le nombre mais qui n'utilisent aucune méthode contraceptive sont considérées avoir un besoin de contraception non satisfait.

L'objectif principal de cette communication est de recourir au modèles multi-niveaux pour analyser les besoins de contraception non satisfaits chez les adolescents et les jeunes en Afrique Centrale. De façon spécifique, il s'agit de : (1) Evaluer l'ampleur des besoins non satisfaits en matière de prévention des grossesses chez les adolescents et jeunes d'Afrique Centrale et illustrer leurs liens avec la pauvreté dans ses diverses dimensions (pauvreté monétaire et pauvreté non monétaire) et ses niveaux de manifestation (micro-individu, micro-ménage, macro-ville, macro-Etat). Cela conduit à établir deux types de relations qu'on pourrait observer dépendamment du contexte : d'une part le rôle de la pauvreté dans l'occurrence et l'accentuation des besoins non satisfaits et, d'autre part les effets de ces derniers sur les conditions de vie de la population (individus et ménages). (2) Identifier les principaux obstacles à la prévention des grossesses non désirées chez les adolescents et les jeunes et leur lien avec le niveau de vie des ménages.

1. CADRE THEORIQUE

La recherche exploratoire d'une notion aussi controversée (besoins non satisfaits) mise en relation avec l'indicateur de pauvreté dont les contours exacts n'ont pas une définition précise doit être traitée avec une attention particulière. Dans les pays en développement, la volonté d'espacer les naissances est la raison principale de recours aux services de planification familiale. Les jeunes femmes de 15-19 ans qui n'ont pas encore eu d'enfants sont également en demande de méthodes contraceptives dans le but de postposer leur première grossesse. Cette demande ne semble pas assez bien prise en considération par les services existants qui sont encore trop peu accessibles à ces jeunes femmes (William, 2005). La persistance des besoins non satisfaits est significative sur les deux plans théorique et opérationnel. Sur le plan théorique, le maintien des disparités régionales dans les niveaux de demandes non satisfaites contribue à la recherche des explications de la variation du rythme et du calendrier des transitions de la fécondité. D'un point de vue opérationnel, la réduction des besoins non satisfaits, en tant que moyen de minimiser les grossesses non désirées, offre une orientation bien précise à la planification des programmes et des politiques.

1.1. Perspectives théoriques : regard sur les « coûts de la régulation de la fécondité »

Parmi les contributions d'Easterlin à l'étude de la fécondité figurent, au départ, ses efforts d'élargissement de la théorisation microéconomique des comportements de fécondité vers une perspective sociologique, notamment en suggérant que les coûts subjectifs et objectifs de la régulation de la fécondité forment un ensemble de facteurs pouvant influencer les déterminants fondamentaux de la fécondité (1975, op. cit, 57). Les travaux ultérieurs d'Easterlin présentent une synthèse plus articulée de son modèle « demande – offre » dans lequel il postule qu'une augmentation de l'offre d'enfants du fait de la réduction des contraintes qui influent sur la fécondité liée au développement mais, par contre et en fin de compte, une baisse de la demande d'enfants supplémentaire par les parents sous l'effet de la modernisation (Easterlin, 1983). La divergence entre le nombre idéal et le nombre effectif d'enfants d'un couple provient de son incapacité à réaliser ses désirs de fécondité par suite d'une régulation imparfaite de celle-ci. Avec l'implication progressive de la modernisation, les personnes sont capables de mieux maîtriser leur fécondité grâce à la baisse des coûts de la contraception qui leur permet donc de réaliser leurs désirs de progéniture.

Robinson et Cleland (1992) reprochent au modèle synthétique d'Easterlin sa conceptualisation peu claire des coûts de régulation de la fécondité, son hypothèse sous-jacente voyant dans la baisse de la fécondité l'effet de la modernisation, et dans les coûts de la migration des facteurs favorisant le passage progressif entre les préférences quant au nombre d'enfants et la fécondité effective. En particulier, ce modèle néglige l'adoption de la régulation de la fécondité comme fonction des aspirations du couple quant au calendrier, aux intervalles entre naissances et à leur répartition entre garçons et filles (op. cit, 111). Robinson et Cleland suggèrent que l'objet d'étude devrait plutôt être la manière dont les couts de la régulation de la fécondité affectent la demande d'enfants ; ils proposent dès lors un « cadre interactif demande-coût » qui analyse ces coûts en termes de l'ensemble de facteurs interactifs

suyvants (op. cit., 106) : la santé objective, les coûts économiques, les craintes et anxiétés subjectives ainsi que les contraintes sociales, familiales et individuelles, qu'ils considèrent tous comme exerçant une influence variable sur les coûts réels et perçus en fonction de la méthode contraceptive et de l'expérience tirée de son utilisation antérieure. Dans son essence, leur cadre d'analyse représente une conceptualisation plus dynamique des prises de décision en définissant explicitement les coûts de la contraception et en les intégrant dans un processus durable de modification des comportements de fécondité qui inclut des phases d'acceptation des innovations et de modification des pratiques traditionnelles.

Bhushan et ses collègues (1997 ; 1995) proposent un modèle théorique d'analyse des besoins non satisfaits qui reflète leur réévaluation critique de l'utilité des théories du consommateur et des cadres microéconomiques conventionnels comme outils d'explication des comportements de fécondité, et de la fécondité non désirée en particulier. D'un point de vue économique, l'explication de l'acquisition des biens et de leur consommation ne tient que si le consommateur prend consciemment la décision d'acheter des biens et agit en conséquence (minimisant donc la probabilité d'achat des biens non désirés). Dans le contexte des comportements de fécondité, par contre, Bhushan affirme que les naissances auront lieu, à moins que les individus n'agissent en vue de les éviter. C'est donc la décision d'empêcher une naissance par opposition à la naissance d'un enfant qui est la spécification convenant le mieux à l'analyse des comportements reproducteurs... Ces arguments amènent Bhushan à faire du besoin de contraception non satisfait une fonction de l'interaction entre des expériences accumulées en cours d'existence et une série de « coûts » financiers, sociaux, psychologiques et physiologiques reliés à la régulation de la fécondité. Qu'ils soient réels ou perçus, ces coûts varient selon le contexte. Moins la motivation pour la maîtrise de la fécondité est forte et plus la perception des coûts de la contraception est élevée, plus il est probable que les besoins non satisfaits augmentent. La variance dans les niveaux s'explique comme une fonction de la faible motivation de maîtriser la fécondité (ambivalence quant aux naissances à venir et à la perception d'un bas risque de conception) et des coûts de la contraception (particulièrement les coûts physiologiques et sociaux). De ce point de vue théorique, dès lors, on ne peut comprendre les déterminants des besoins non satisfaits sans considérer tant la motivation favorable à la maîtrise de la fécondité que la perception des coûts de la conception.

1.2. Perspectives opérationnelles – les besoins non satisfaits comme outils de politique

D'un point de vue déterministe, une fois identifiées les causes des besoins non satisfaits, on peut élaborer des stratégies de programmes et de politiques destinées à modifier ou à remédier à leur impact sur la fécondité non-maîtrisée. Avec de telles ramifications, le concept et les mesures des besoins non satisfaits fournissent des orientations clés pour la mise au point de recherches appliquées et de politiques qui tentent d'évaluer ou de promouvoir la baisse de la fécondité dans les pays en voie de développement, particulièrement par l'offre de services de planification familiale (Bhushan, 1997). Les études des besoins non satisfaits qui partent ces derniers temps de l'utilisation extensive des données des Enquêtes Démographiques et de Santé, fournissent donc des estimations par pays sur les niveaux et les tendances de ces besoins tout en offrant un aperçu de leurs covariants et causes et des évaluations des niveaux

de fécondité en l'absence de besoins non satisfaits (Westoff et Ochoa, 1991 ; Westoff et Bankole, 1995 ; Bongaarts et Bruce, 1995 ; Kekovole, 1998). On dispose aussi d'une documentation plus précise sur les besoins non satisfaits en termes d'une préférence relative à l'espacement et à la limitation des naissances. L'accroissement progressif de l'offre de services de contraception moderne permet de consolider le concept de besoin total en combinant les niveaux de prévalence contraceptive (besoins satisfaits) avec les besoins non satisfaits (Westoff et Moreno, 1992).

En dehors de cette approche explicative des besoins en PF, très peu d'études en Afrique ont abordé de façon directe la relation entre la pauvreté et les besoins non satisfaits en santé sexuelle et reproductive en générale. Mais il faut souligner que Schoumaker (1999) a établi la "Relation entre la pauvreté et la fécondité dans les pays du Sud" en utilisant un indicateur composite de niveau de vie obtenu à partir des biens possédés par le ménage, du type de logement et de transport etc.

Les études sur la fécondité ont montré que l'évolution du contexte économique et social influence les modalités d'entrée en vie sexuelle et féconde. Différents chercheurs ont révélé une association entre l'occurrence d'une grossesse ou d'une maternité et les variables telles que le milieu de résidence et le niveau de vie des ménages. Dans ce contexte, l'aspect économique se résume aux difficultés matérielles et financières que rencontrent les jeunes, mais aussi à l'entourage socioéconomique. De la littérature existante, il ressort que les adolescentes des familles pauvres ont plus de chance de contracter une grossesse précoce que celles des familles aisées (Kouton, 1992 ; Calvès, 1996 ; Delaunay, 1994). Kouton (1992) montre en outre que les adolescentes issues des ménages pauvres ont 20 % plus de chance d'avoir une grossesse que celle des ménages aisés. Dans le cas des adolescentes célibataires, Calvès (1996) montre que les pauvres utilisent la grossesse comme moyen de pouvoir bénéficier du soutien financier et matériel d'un partenaire plus aisé. De même, Delaunay (1994) a montré que la grossesse préconjugale est devenue une stratégie de mariage pour les jeunes filles « Sereer9 » en milieu rural au Sénégal.

Au Rwanda, les résultats de l'EDSR III, 2005 montrent aussi que le niveau de vie du ménage a des effets sur l'entrée en vie sexuelle et féconde. En effet, les données sur le bien être familial font apparaître quelques variations, en particulier que les adolescentes vivant dans un ménage de quintile le plus riche tendent à avoir leurs premiers rapports sexuels à un âge plus tardif que celles du quintile le plus pauvre (21,1 ans contre 19,9 ans dans le plus pauvre).

2. DONNEES ET MODELE UTILISE

Nous utilisons ici des données provenant de la série des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) réalisées dans cinq pays et qui couvrent la période 2000-2010. L'échantillon comprend les adolescents et les jeunes âgés de 15 à 24 ans répartis dans les ménages. Il a été construit de façon à donner une image la plus fidèle possible de l'ensemble des adolescents et jeunes vivant dans ces pays. L'enquête a été menée au sein des ménages d'adolescents et jeunes qui partagent certainement des caractéristiques communes, ce dont il faut tenir compte.

Une pondération d'échantillonnage est associée à chacun des ménages. Par ailleurs, les enquêtes ont été menées au niveau national, ce qui implique qu'elle concerne des adolescents et jeunes provenant des régions ayant une culture différente. La prise en compte correcte du plan de sondage doit donc faire intervenir la pondération d'échantillonnage de chaque ménage, le fait d'appartenir à un ménage particulier (effet de grappe) et le fait d'appartenir à une région particulière (stratification).

Notre objectif est d'estimer le pourcentage de jeunes vivant dans ces pays et âgés de 15 à 24 ans, ayant des besoins de contraception non satisfaits. Nous disposons d'une variable dépendante dichotomique prenant la valeur 0 pour les jeunes déclarant avoir des besoins satisfaits et 1 sinon. Les facteurs explicatifs retenus sont l'âge, le niveau d'instruction et l'état matrimonial (niveau individu) et le statut socioéconomique du ménage de l'enquêté (niveau ménage). L'âge concerne individuellement chaque adolescent et prend des valeurs entières comprises entre 15 et 24 ans. Le statut socio-économique a été construit dans une approche multidimensionnelle, notamment par l'application d'une analyse en composantes principales (Filmer et Pritchett, 1998) à partir des variables relatives aux caractéristiques du logement (matériaux du toit, du sol, des murs, source d'approvisionnement en eau, type d'aisance, présence de l'électricité) et à la possession de biens durables de consommation (voiture, vélo, moto, réfrigérateur, téléphone, téléviseur, etc.). Ainsi, cet indicateur permet de classer les ménages en quintiles, allant du plus pauvre au plus riche. Il prend la même valeur pour tous les individus d'un ménage et représente donc une notion de risque de groupe.

Deux approches différentes sont proposées pour expliquer les Besoins de contraception Non Satisfaits en tenant compte du plan de sondage. Dans un premier temps nous utilisons l'approche classique, puis nous construisons un modèle multi-niveaux. Les calculs ont été effectués dans Stata 11.0 en utilisant la fonction intégrée `svy :logistic` pour l'approche classique et la fonction additionnelle `GLLAMM` pour l'approche multi-niveaux.

2.1 Approche classique

Dans l'approche classique, le plan de sondage est spécifié a priori, puis un modèle est estimé en tenant compte de ce plan de façon à ce que les variances ne soient pas sous-estimées, ce qui impliquerait des erreurs au niveau des tests d'hypothèses et des intervalles de confiance. Le modèle statistique lui-même est une régression logistique pour la variable BNS avec deux facteurs explicatifs, Age et SSECO :

$$p_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Age}_i + \beta_2 \text{SSECO}_i + e_i \quad (2)$$

où i est un indice représentant chaque adolescent ou jeune de l'échantillon, p est le logit pour la catégorie de référence "Avoir le Besoins de contraception Non Satisfait", l'Age est l'âge en année.

Nous avons estimé quatre fois le modèle, tout d'abord en faisant totalement abstraction du plan de sondage, puis en ajoutant successivement les pondérations d'échantillonnage, les grappes et les strates. A chaque fois, les trois paramètres du modèle (la constante et les coefficients des deux variables explicatives) sont fortement significatifs ($p < 0.005$). Au niveau

des estimations ponctuelles des paramètres, le premier modèle ne tenant pas compte des pondérations d'échantillonnage donne des résultats différents des trois autres modèles : -2.97 contre -3.44 pour la constante, 0.11 contre 0.13 pour la variable Age et 2.03 contre 2.19 pour SSECO. Cette différence met en évidence la nécessité de prendre en compte les pondérations lors de l'estimation du modèle.

Nous avons estimé les mesures deff et deft pour chacun des trois éléments explicatifs du modèle. Son analyse montre la nécessité de tenir compte du plan de sondage. La mesure deft indique que les écarts-types seraient sous-évalués d'un facteur allant de 1.76 à 2.02 si les pondérations n'étaient pas prises en compte. Par ailleurs, les mesures données pour les deux derniers modèles sont quasiment identiques. Cela implique que la prise en compte de l'effet dû aux régions (les strates) en plus de ceux dus aux ménages (les grappes) et aux pondérations ne change pratiquement rien. Nous pouvons donc éliminer le niveau des régions pour nous ramener à une structure à deux niveaux, les adolescents et les ménages. on préfère parfois adopter une approche conservatrice et utiliser quand même l'intégralité du plan de sondage.

Nous pouvons encore noter que pour la variable SSECO, les mesures deff et deft diminuent lorsque les ménages sont prises en compte en plus des seules pondérations. Cela s'explique par le fait que cette variable est justement calculée au niveau des ménages et que le fait de découper l'ensemble de la population étudiée en différents groupes avant d'effectuer l'échantillonnage a généralement un effet bénéfique sur le calcul des variances.

2.2. Approche multi-niveaux

Présentation de la structure-type des équations d'un modèle multi-niveaux

Afin de tenir compte correctement de la dépendance des observations, les unes vis-à-vis des autres, au sein de chaque groupe (ce qu'on appelle la corrélation intra-ménage), on commence par écrire le modèle en reconnaissant explicitement l'existence de plusieurs niveaux, dont deux seulement ici : le niveau individuel (niveau 1) et le niveau ménage (niveau 2).

Au niveau 1 on fait figurer dans le membre de droite de l'équation expliquant les gains du jeune adulte, les seules variables individuelles (l'âge et le niveau d'éducation) et un terme d'erreur. La particularité de cette équation est que les coefficients de certaines variables individuelles (celles que l'on veut considérer comme n'ayant pas des effets fixes mais des effets aléatoires) sont considérés comme des variables aléatoires.

Au niveau 2 on entreprend d'expliquer chacun de ces coefficients. On le fait par autant d'équations (plus une, pour la "constante" aléatoire de l'équation de niveau 1) qu'il y a de variables explicatives que l'on veut considérer comme ayant des effets aléatoires. Ces diverses équations de niveau 2 peuvent ne comporter qu'une constante (fixe) ou voir s'y ajouter une ou plusieurs variables explicatives de niveau 2, caractérisant donc chacun des groupes (et ayant la même valeur pour tous les individus appartenant à un même groupe). Ces variables explicatives de niveau 2 peuvent être communes à plusieurs équations de niveau 2 ou spécifiques à certaines d'entre elles.

La présentation la plus naturelle d'un modèle multi-niveaux consiste donc à écrire ce modèle niveau par niveau ; c'est la forme structurelle. Mais, par remplacement dans l'équation de premier niveau, des coefficients aléatoires par les équations qui les expliquent au second niveau, on peut en déduire, comme nous allons le voir, une équation unique, qui constitue la forme réduite du modèle.

Dans une approche multi-niveaux, les éléments hiérarchiques (ménages et régions) sont directement intégrés au sein du modèle. Nous commençons par écrire une équation utilisant uniquement les variables du niveau le plus désagrégé, le niveau des individus (niveau 1) :

$$\pi_{ijk} = \beta_{0jk} + \beta_{1jk}Age_{ijk} + e_{ijk} \quad (3)$$

où i est l'indice de l'individu, j celui de sa ménage et k celui de sa région. Cette équation a des paramètres β_{0jk} et β_{1jk} différents pour chaque combinaison d'une ménage et d'une région. Au niveau des ménages (niveau 2), nous construisons un modèle utilisant la variable explicative de ce niveau pour expliquer la variation de ces paramètres :

$$\beta_{0jk} = \gamma_{00k} + \gamma_{01k}SSECO_{jk} + \mu_{0jk} \quad (4)$$

Ce modèle postule que dans chaque région (indice k) le paramètre β_{0jk} de la ménage j est expliqué de façon linéaire par la variable SSECO. De la même façon, les paramètres β_{1jk} sont expliqués au niveau 2 par le modèle suivant :

$$\beta_{1jk} = \gamma_{10k} + \gamma_{11k}SSECO_{jk} + \mu_{1jk} \quad (5)$$

Selon le même principe, les paramètres γ_{00k} , γ_{01k} , γ_{10k} et γ_{11k} sont eux-mêmes expliqués au niveau des régions (niveau 3) par les modèles suivants :

$$\gamma_{00k} = \gamma_{000} + \mu_{00k} \quad (6)$$

$$\gamma_{01k} = \gamma_{010} + \mu_{01k} \quad (7)$$

$$\gamma_{10k} = \gamma_{100} + \mu_{10k} \quad (8)$$

$$\gamma_{11k} = \gamma_{110} + \mu_{11k} \quad (9)$$

Comme nous ne considérons aucune variable explicative au niveau 3, les modèles (6) à (9) ne sont constitués que d'une constante affectée par un terme d'erreur représentant la variabilité inter-région. Bien entendu, il est possible d'utiliser un nombre quelconque de facteurs explicatifs à chacun des niveaux du modèle.

Les termes d'erreur e_{ijk} , μ_{0jk} , μ_{1jk} , μ_{00k} , μ_{01k} , μ_{10k} et μ_{11k} sont tous distribués aléatoirement avec une moyenne nulle. Les termes d'erreur d'un même niveau suivent une distribution normale multivariée. Ils sont généralement hétéroscédastiques et corrélés entre-eux. D'un niveau à l'autre, les termes d'erreur sont en revanche supposés être non-corrélés.

En introduisant les équations (6) à (9) du niveau des régions (niveau 3) dans celles du niveau des ménages (niveau 2), nous obtenons :

$$\beta_{0jk} = \gamma_{000} + \mu_{00k} + (\gamma_{010} + \mu_{01k})SSECO_{jk} + \mu_{0jk} \quad (10)$$

$$\beta_{1jk} = \gamma_{100} + \mu_{10k} + (\gamma_{110} + \mu_{11k})SSECO_{jk} + \mu_{1jk} \quad (11)$$

Ensuite, en introduisant les équations (10) et (11) dans l'équation (3) du niveau 1, nous obtenons le modèle final suivant :

$$\begin{aligned} \pi_{ijk} = & \gamma_{000} + \gamma_{100}Age_{ijk} + \gamma_{010}SSECO_{jk} + \gamma_{110}Age_{ijk}SSECO_{jk} + e_{ijk} + \mu_{0jk} \\ & + \mu_{1jk}Age_{ijk} + \mu_{00k} + \mu_{10k}Age_{ijk} + \mu_{01k}SSECO_{jk} + \mu_{11k}Age_{ijk}SSECO_{jk} \end{aligned} \quad (12)$$

Le terme $\gamma_{000} + \gamma_{100}Age_{ijk} + \gamma_{010}sseco_{jk} + \gamma_{110}Age_{ijk}sseco_{jk}$ est la partie fixe ou déterministe du modèle. La seconde partie du modèle regroupe tous les termes aléatoires avec e_{ijk} pour le niveau1, $\mu_{0jk} + \mu_{1jk}Age_{ijk}$ pour le niveau2 et $\mu_{00k} + \mu_{10k}Age_{ijk} + \mu_{01k}sseco_{jk} + \mu_{11k}Age_{ijk}sseco_{jk}$ pour le niveau 3.

Deux différences importantes apparaissent entre ce modèle multi-niveaux et le modèle classique de la section précédente. Tout d'abord, un terme d'interaction entre les deux variables explicatives ($Age_{ijk}sseco_{jk}$) a fait son apparition, tant dans la partie fixe que dans la partie aléatoire du modèle, sans avoir été spécifié explicitement dans les équations (3) à (9). Ensuite, des relations complexes apparaissent entre les différents niveaux du modèle, non seulement entre les variables explicatives, mais aussi entre les termes d'erreur et les variables explicatives. La probabilité d'avoir consommé du cannabis est expliquée ici par une somme de termes fixes et aléatoires en provenance de chacun des niveaux de la hiérarchie.

Dans le modèle (12) construit ci-dessus, nous avons supposé que les données obéissaient à une hiérarchie à trois niveaux : les individus (niveau 1), les ménages (niveau 2) et les régions (niveau 3). Tout comme dans le cas de l'approche classique, il convient de se

demander si une structure aussi complexe est bien nécessaire. Pour cela, nous utilisons à nouveau la mesure de l'effet plan sur les estimations. Dans un premier temps, il est possible d'estimer la corrélation intra-ménage en calculant un modèle dans lequel tous les facteurs explicatifs ont été supprimés, c'est-à-dire le modèle suivant :

$$\pi_{ijk} = \gamma_{000} + e_{ijk} + \mu_{0jk} + \mu_{00k}$$

Si ce modèle n'explique en rien la variabilité des observations, il procure en revanche une décomposition de leur variance en trois termes distincts correspondant chacun à l'un des niveaux de la hiérarchie. Soit σ_1^2 la variance des termes d'erreur e_{ijk} du niveau 1, σ_2^2 la variance des termes d'erreur μ_{0jk} du niveau 2 et σ_3^2 celle des termes d'erreur μ_{00k} du niveau 3. La corrélation intra-ménage pour le niveau 1 à l'intérieur du niveau 2 se calcule alors comme

$$\rho_{1/2} = \frac{(\sigma_2^2 + \sigma_3^2)}{(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \sigma_3^2)}$$

Cette corrélation représente le degré de similarité des individus au sein d'une même ménage. Le numérateur et le dénominateur comprennent non-seulement la variance du terme d'erreur du niveau 2, mais aussi celle du terme d'erreur du niveau 3, car des individus appartenant à la même ménage appartiennent aussi a fortiori à la même région. Cette corrélation tient donc compte de l'intégralité de la hiérarchie. Il est cependant également correct d'exclure σ_3^2 du numérateur de la corrélation. Dans ce cas, la corrélation intra-ménage ne s'interprète plus comme le degré de similarité des individus au sein des ménages, mais simplement comme la part de la variance totale qui est attribuable aux ménages (Hox, 2002).

3. Résultats

Un modèle multi-niveaux sans variable explicative a préalablement été estimé pour effectuer une décomposition de la variance et s'assurer de l'existence d'une hétérogénéité significative imputable à chaque niveau hiérarchique. En particulier pour vérifier l'existence d'un effet de voisinage indépendant des effets dus aux différences entre les individus (Tableau 1). Au niveau du quartier de résidence, le coefficient de corrélation intra ménage exprime la dépendance entre des enfants de différentes familles qui vivent dans le même quartier. Il est aussi égal à la part de variance totale imputable au quartier. La variance entre les quartiers est fortement significative pour toutes les capitales sauf à Lomé. La part du contexte de résidence dans la variabilité totale, indépendamment des facteurs individuels et familiaux, mesurée par la corrélation à l'intérieur des quartiers, est relativement importante à Abidjan, Niamey, Dakar et Bamako, elle varie entre 10 et 17 %. Ce résultat justifie donc de prendre en compte les effets de contexte dans l'analyse des déterminants de la non scolarisation des enfants.

Les influences des données socio-économiques agrégées et des données individuelles sur la compliance au dépistage organisé du CCR ont été analysées simultanément en utilisant des modèles de régression logistique multiniveaux à intercept aléatoire. Les données de niveau 1 étaient représentées par les individus et les données de niveau 2 par les Iris. Face à cette structure hiérarchique des données, une analyse à deux niveaux a été réalisée selon une méthode de complexification du modèle par étapes successives. La première étape consiste à tester l'existence d'un effet du contexte sur la variable dépendante, ici la participation. Le principe de ce test, appelé test de l'intercept aléatoire, est celui d'un test du rapport de vraisemblance de deux modèles emboîtés. Il s'agit d'un test du χ^2 de la différence des déviations de deux modèles logistiques, dits "vides", i.e. sans variables explicatives ; l'un des modèles est un modèle multiniveaux i.e. avec effet aléatoire, et l'autre est un modèle classique sans effet aléatoire. Un test significatif justifie l'utilisation d'un modèle multiniveaux, sinon un modèle classique sans effet aléatoire suffit. La seconde étape consiste à ajouter les variables individuelles de niveau 1 associées à la variable dépendante (modèle 1). Puis, sont ajoutées successivement les variables agrégées de niveau 2 (modèle 2, pour des détails plus précis sur l'analyse statistique).

Tableau 1 : Modèle logit standard et modèles logit multi-niveaux

	MODELE CLASSIQUE		MODELE 1		MODELE 2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Constante	-4,02 **	0,21	-4,00 **	0,21	-4,01 **	0,21
Niveau 1 : Individus						
Niveau d'instruction						
Aucun	1					
Primaire	0,34 *	0,14	0,31 *	0,14	0,34 *	0,14
Secondaire	0,39 *	0,17	0,21	0,15	0,39 *	0,17
Groupe d'âge						
15-19	1					
20-24	0,18 *	0,10	0,15	0,10	0,18 *	0,10
Etat matrimonial						
Célibataires	1					
En union	2,24 **	0,15	2,28 **	0,15	2,24 **	0,15
Sépar./divor./veu.	0,80 *	0,31	0,87 **	0,21	0,80 *	0,31
Religion de la femme						
Catholiques	1					
Autres relig. chrét.	0,09	0,11	0,13	0,11	0,09	0,11
Musulmans	0,14	0,15	0,15	0,14	0,14	0,15
"Autres"	0,12	0,19	0,14	0,19	0,12	0,19
Niveau 2 : Ménages						
Statut socioéconomique						
Les plus pauvres	1				1	
Second	0,17	0,15			0,17	0,15
Moyen	0,17	0,15			0,16	0,15
Quatrième	-0,06	0,16			-0,06	0,16
Les plus riches	-0,44 *	0,18			-0,44 *	0,18

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Cameroun (2004) Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 2 : Modèle logit standard et modèles logit multi-niveaux

	MODELE CLASSIQUE		MODELE 1		MODELE 2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Constante	-3,94 **	0,36	-3,90 **	0,35	-3,94 **	0,36
Niveau 1 : Individus						
Niveau d'instruction						
Aucun	1		1		1	
Primaire	0,45	0,31	0,47	0,30	0,44	0,31
Secondaire	0,05	0,31	0,02	0,30	0,05	0,31
Groupe d'âge						
15-19	1		1		1	
20-24	-0,21	0,15	-0,22	0,14	-0,21	0,15
Etat matrimonial						
Célibataires	1		1		1	
En union	2,59 **	0,19	2,61 **	0,18	2,59 **	0,19
Sépar./divor./veu.	0,84 *	0,34	0,87 *	0,34	0,84 *	0,34
Religion de la femme						
Catholiques	1		1		1	
Autres relig. chrét.	-0,94	0,18	-0,08	0,17	-0,09	0,18
Musulmans	-1,08	0,76	-1,21	0,75	-1,07	0,76
"Autres"	0,28 *	0,16	0,26 *	0,15	0,28 *	0,16
Niveau 2 : Ménages						
Statut socio économique						
Les plus pauvres	1				1	
Second	0,04	0,22			0,04	0,22
Moyen	0,29	0,20			0,29	0,20
Quatrième	-0,01	0,21			-0,01	0,21
Les plus riches	-0,22	0,25			-0,22	0,25

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Congo (2005) Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

Tableau 3 : Modèle logit standard et modèles logit multi-niveaux

	MODELE CLASSIQUE		MODELE 1		MODELE 2	
	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.	Coef.	Std. Err.
Constante	-4,07 **	0,31	-3,91 **	0,26	-4,07 **	0,31
Niveau 1 : Individus						
Niveau d'instruction						
Aucun			1		1	
Primaire	0,54 **	0,16	0,63 **	0,15	0,54 **	0,16
Secondaire	0,35 *	0,21	0,56 **	0,19	0,35 *	0,21
Groupe d'âge						
15-19	1		1		1	
20-24	0,11	0,13	0,11	0,13	0,11	0,13
Etat matrimonial						
Célibataires	1.00		1		1	
En union	2,48 **	0,22	2,5 **	0,22	2,47 **	0,22
Sépar./divor./veu.	0,72	0,44	0,75 *	0,44	0,71	0,44
Religion de la femme						
Catholiques	1		1		1	
Autres relig. chrét.	-0,30	0,22	-0,29	0,22	-0,29	0,22
Musulmans	-0,04	0,18	0,02	0,17	-0,04	0,18
"Autres"	-0,88 *	0,46	-0,88 *	0,46	-0,88 *	0,46
Niveau 2 : Ménages						
Statut socio économique						
Les plus pauvres	1				1	
Second	0,18	0,25			0,18	0,25
Moyen	0,27	0,24			0,26	0,24
Quatrième	0,10	0,24			0,10	0,24
Les plus riches	0,46 *	0,20			0,45 *	0,20

Note : (1) – Logit standard, (2) – Logit multi-niveaux. Tchad (2004) Coefficients estimés : ** significatifs à 1 %, * significatifs à 5 %

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- SCHOUMAKER BRUNO 1999, "Indicateur de niveau de vie et mesure de la relation entre pauvreté et fécondité : L'exemple de l'Afrique du Sud", in *Population*, 54 (6), Université Catholique de Louvain, pp. 963-992.
- NORTMAN D., 1982, "Measuring unmet need for contraception to space and limit births" in *International Family Planning Perspective*, vol. 8, n°4, pp. 125-134.
- COHRANE S. & GUILKEY D., 1995 "The effect of fertility intention and access to services or contraceptive use in Tunisia" *Economic development and cultural change*, vol 43, numéro 4, pp 778-804.
- WESTOFF C. & BANKOLÉ A., 1998, "The time dynamics of Unmet need : An example from Morocco", in *Family Planning Perspective*, vol 24, n°1, pp. 12-14.
- WESTOFF C. & OCHOA L., 1991, "Unmet need and the demand for family planning", *DHS Comparatives Studies*, n°5, 37 p.
- WESTOFF C., 1988, "The potential demand for family planning : A new measure of unmet need and estimates for five Latin American countries", in *International Family Planning Perspectives*, Vol 14, n°2.
- William H. Jansen II. Existing demand for birth spacing in developing countries: perspectives from household survey data. *Int J Gynaecol Obstet.* 2005 Apr;89 Suppl 1:S5060. Epub 2005 Jan 18.
- DELAUNAY V. 1994 ; « L'entrée en vie féconde, Expression démographique des mutations socio-économiques d'un milieu rural sénégalais », les Etudes du Cepad, Paris.
- DELAUNAY V. 2005, Sexualité et prévention avant le mariage en Afrique subsaharienne : Une revue de la littérature, conférence virtuelle, IRD, Paris.
- KUATE-DEFO B. : Sexualité et santé de la reproduction en Afrique : "nouvelles tendances" In KUATE-DEFO B (dir) ,1998. Sexualité et santé reproductive durant l'adolescence en Afrique. Une attention particulière sur le Cameroun, Ediconseil Inc, Ottawa, 394p.
- LOCOH, T, 1994, « la fécondité précoce en Afrique subsaharienne », In *Chronique du CEPED* no 14, Paris.
- CERPOD (1996) : les jeunes en danger, santé de la reproduction des adolescents au Sahel. Résultats d'une étude régionale dans cinq pays d'Afrique de l'Ouest, Bamako.
- N'GUESSAN K et al. 1995 ; Santé de la reproduction dans les pays à croissance démographique rapide : Approches méthodologiques, atelier du groupe international des partenaires "Transition de la fécondité et santé de la reproduction", Abidjan.
- BHUSHAN, I, 1997, "Understanding unmet need" Baltimore, Johns Hopkins School of Public Health/Center of Communication Programs. Accessible par <http://www.jhuccp.org>.
- BHUSHAN, I, SIRAGELDIN, I, 1995, "Fertility Desires and the Perceived Cost of Contraception" *Research in Human Capital and Development*, 9:103-129.
- BONGAARTS, J, BRUCE, J, 1995, "The cause of unmet need for contraception and social content of services" *Studies in Family Planning*,26: 57-75.
- EASTERLIN, R. A, 1975, "An economic framework for fertility analysis" *Studies in Family Planning* 6: 54-63.

EASTERLIN, R. A, 1983, "Modernization and fertility: A critical essay" in Bulatoa, R. A, Lee, R.D. (édit.), *Determinants of Fertility in Developing Countries* (2vols.), New York, Academic Press.

KEKOVOLE, J, "Trends and Correlates of Unmet Need for Contraception in Kenya" African Population and Health Research Centre, Working Paper n°5, Nairobi. (Kenya).

ROBINSON, W, CLELAND, J, 1992, "The influence of contraceptive Cost on the Demand of Children" in Phillips, J. F, Ross, J. A. (édit.), *Family planning Programmes and Fertility* Oxford Clarendon Press pp.106-122.

WESTOFF, C. F, BANKOLE, A, 1995, *Unmet Need: 1990-1994* Calverton MD, Macro International Inc.

WESTOFF, C. F, MORENO, I, 1992, "Demand for family planning : Estimates for developing countries" in Phillips J F Ross J A (edit.), *Family planning Programmes and Fertility* Oxford Clarendon Press, pp.141-158.

WESTOFF, C. F, OCHOA, L. H, 1991, *Unmet need and Demand for family planning*, Calverton MD, Macro International Inc.