

Effets des normes de genre, de l'éducation et de l'emploi sur l'autonomie décisionnelle des femmes en Afrique subsaharienne

Effects of gender norms, education and employment on the decision-making autonomy of women in Sub-saharan Africa

Vissého Adjiwanou and Thomas K. Legrand

Volume 44, Number 1, Spring 2015

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/1032150ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/1032150ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Association des démographes du Québec

ISSN

1705-1495 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Adjiwanou, V. & Legrand, T. K. (2015). Effets des normes de genre, de l'éducation et de l'emploi sur l'autonomie décisionnelle des femmes en Afrique subsaharienne. *Cahiers québécois de démographie*, 44(1), 89–128. <https://doi.org/10.7202/1032150ar>

Article abstract

Since the ICPD conference in Cairo in 1994, women's autonomy has become a core element of the development agenda. This study examines the contextual level factors (especially the gender norms that legitimate violence against women), and the individual level factors (including education and employment status) in women's decision-making authority in four sub-Saharan African countries. Using multilevel structural equations modelling on DHS data from Ghana, Kenya, Tanzania and Uganda, we found good model fits in all four countries, confirmed by factor analysis, using a measure of gender norms based on the attitudes of women in the community towards domestic violence (specifically wife-beating). We found that one standard deviation of this contextual latent variable is associated with an increase of 54 % in Ghana, 45 % in Kenya, 48 % in Uganda and 25 % in Tanzania in the odds of a woman having low decision-making authority. Education and socio-economic status both at individual and contextual level did not show the same strong effect on women's decision-making authority. The results reinforce the need for more appropriate global policies to enhance women's autonomy in the sub-Saharan African context.

Effets des normes de genre, de l'éducation et de l'emploi sur l'autonomie décisionnelle des femmes en Afrique subsaharienne

VISSÉHO ADJIWANOU* ET THOMAS K. LEGRAND**

L'autonomie des femmes a été reconnue comme une condition essentielle au développement lors de la Conférence internationale sur la population et le développement de Caire en 1994. Cette étude examine les facteurs contextuels (notamment des normes de genre légitimant la violence envers les femmes) et les facteurs individuels (dont le niveau d'instruction et le type d'emploi) sur l'autonomie décisionnelle des femmes en milieu rural au Ghana, au Kenya, en Ouganda et en Tanzanie. Elle utilise les données issues des enquêtes démographiques et de santé (EDS) de ces pays. La mesure des normes de genre à partir de la perception qu'ont les femmes de la violence domestique (d'un homme sur son épouse) dans leur communauté en recourant à l'analyse factorielle confirmatoire a donné de bons indices d'ajustement qui renforcent la validité de cette méthode. Une augmentation d'un écart-type de cette variable contextuelle est associée à un accroissement des risques pour une femme d'avoir une faible autonomie décisionnelle de 54% au Ghana, de 45% au Kenya, de 48% en Ouganda et de 25% en Tanzanie. L'instruction et le statut socioéconomique des femmes ne présentent pas la même stabilité sur l'autonomie décisionnelle des femmes. Nos résultats témoignent de la nécessité d'une politique plus globale pour renforcer l'autonomie des femmes en Afrique subsaharienne.

English abstract p. 128

INTRODUCTION

Lors de la Conférence internationale sur la population et le développement (CIPD) tenue au Caire en 1994, l'autonomie des femmes a été reconnue comme un facteur important de la santé reproductive des femmes et une condition indispensable au développement. Élément

* Centre for Actuarial Research CARE, University of Cape Town (visseho.adjiwanou@uct.ac.za)

** Département de démographie Université de Montréal, Montréal

central de plusieurs cadres théoriques sur le comportement lié à la santé (Conner et Norman, 2005), elle fait l'objet de multiples conceptualisations et définitions (Malhotra et Schuler, 2005). Dans son acception au sens plus large d'*empowerment*, l'autonomie des femmes intègre les notions de processus et d'*agency* et se définit comme « l'élargissement pour les individus des possibilités de faire des choix décisifs dans leur vie dans un contexte où ces possibilités leur étaient auparavant refusées » (Kabeer, 2001, p. 21¹). Cependant, sa nature dynamique est souvent négligée dans les études à cause de l'absence de données longitudinales, de consensus sur la périodicité des collectes de données et d'indicateurs à retenir (Malhotra et Schuler 2005). Aussi l'autonomie des femmes est-elle souvent seulement cernée par l'*agency*, soit « la focalisation sur les possibilités pour les femmes de faire des choix sans insister sur les changements au cours du temps ou sur les femmes agissant seules » (Allendorf, 2012, p. 188²). On peut retenir globalement que l'autonomie des femmes se définit comme leur aptitude à prendre le contrôle des ressources et des décisions qui les touchent et à agir indépendamment du contrôle des hommes ou de la société (Caldwell et Caldwell, 1993 ; Jejeebhoy, 1995 ; Mason, 1987). Elle va plus loin que la simple accessibilité à ces ressources pour recouvrir plus largement le contrôle de celles-ci et la liberté d'usage allant dans le sens des intérêts de la femme ou de ceux de ses proches (Mason, 1986).

Outre la conceptualisation de l'autonomie, la compréhension de son influence sur la santé et le bien-être des femmes et plus globalement de son influence sur le développement a aussi beaucoup progressé. L'autonomie est censée accroître la participation des femmes à toutes les sphères de la vie économique et sociale, constituant ainsi un moyen de lutte contre la pauvreté (Calvès, 2009 ; Jütting et Morrison, 2005). Dans le domaine de la santé, elle émerge également comme une dimension centrale dans la compréhension des comportements de recours aux soins (Malhotra et Schuler, 2005 ; Norman et Conner, 2005) : son influence sur l'utilisation des services de santé maternelle a été démontrée dans plusieurs études (Ahmed, Creanga, Gillespie et Ong Tsui, 2010 ; Bloom, Wypij et Das Gupta, 2001 ; Kamiya, 2011 ; Pallikadavath, Foss et Stones, 2004). Cependant, la relation entre autonomie des femmes et développement ou santé est bien plus complexe que ce que ne laissent entrevoir les études et son

-
1. « the expansion in people's ability to make strategic life choices in a context where this ability was previously denied to them »
 2. « a focus on women's ability to make choices without including an emphasis on change over time or women acting alone »

influence peut être inverse de celle à laquelle on s'attend. Ainsi, Fotso, Ezeh et Essendi (2009) ont montré que les femmes au Kenya qui ont une plus grande autonomie ont moins de chance de recourir à la contraception que les femmes de faible autonomie, même si cet effet n'est pas significatif. Ces résultats contre-intuitifs ont été révélés par d'autres auteurs dans le contexte spécifique de l'Afrique (Schatz et Williams, 2012) et peuvent s'expliquer entre autres par des problèmes méthodologiques dans la mesure de l'autonomie (Agarwala et Lynch, 2006), des biais de sélectivité (Kamiya, 2011) et par des lacunes à définir l'autonomie par les facteurs qui la déterminent (Heaton, Huntsman et Flake, 2005 ; Mumtaz et Salway, 2005).

La compréhension des facteurs qui influencent l'autonomie des femmes a fait l'objet de plusieurs études, davantage centrées sur les caractéristiques individuelles et notamment la participation à l'activité économique (Acharya, Bell, Simkhada, Van Teijlingen et Regmi, 2010 ; Anderson et Eswaran, 2009). Par exemple, Heaton, Huntsman et Flake (2005) ont analysé les effets du statut de la femme sur son autonomie en Bolivie, au Pérou et au Nicaragua et ils ont trouvé que celui-ci n'a pas toujours un effet de renforcement sur l'autonomie des femmes. Ils montrent ainsi que les femmes qui occupent un emploi ont plus de chance d'avoir une forte autonomie au Nicaragua et au Pérou alors que l'effet est non significatif en Bolivie. Toutefois, Anderson et Eswaran (2009) montrent qu'au delà de l'activité professionnelle, c'est le type d'emploi qui est le facteur déterminant de l'autonomie des femmes au Bangladesh. L'une des limites de ces études est qu'elles soient pour la plupart centrées sur l'Asie. De plus, il semble que les caractéristiques individuelles soient insuffisantes à rendre compte efficacement de l'autonomie des femmes (Chakrabarti et Biswas, 2012). Ainsi, on accorde de plus en plus d'importance à l'analyse du rôle du contexte dans lequel les femmes vivent, et particulièrement l'existence de normes de genre (Mumtaz et Salway, 2005 ; Sen, 2000), pour comprendre le processus d'autonomie des femmes. En effet, selon plusieurs auteurs, le système de genre propre à toute société et les normes qu'il sous-tend offrent le cadre le meilleur pour cerner les facteurs à l'œuvre dans l'autonomisation des femmes (Balk, 1997 ; Behrman, Kohler et Watkins, 2002 ; Desai et Johnson, 2005 ; Dixon-Mueller et Germain, 2000 ; Dodoo et Frost, 2008 ; Entwisle, Faust, Rindfuss et Kaneda, 2007 ; Jütting et Morrisson, 2005 ; Kritz et Makinwa-Adebusoye, 1999 ; Mohindra et Haddad, 2005 ; Obermeyer, 1993).

La plupart des pays d'Afrique au sud du Sahara sont caractérisés par un contexte social — notamment le système patriarcal — qui véhicule des normes sociales et de genre qui agissent souvent au détriment du bien-être

des femmes et de leur autonomie décisionnelle (Dixon-Mueller et Germain, 2000 ; Jütting et Morrisson, 2005 ; OCDE, 2010 ; Uphoff, 2005). Les normes de genre se réfèrent aux normes sociales qui décrivent la manière dont les individus doivent se comporter au sein d'une communauté en fonction de leur sexe (Amoakohene, 2004 ; Navia et Zweifel, 2003). De manière générale, une norme sociale exprime l'approbation ou la désapprobation d'une action par un réseau d'acteurs (Bell et Cox, 2009). Les normes sociales vont donc plus loin que la simple description des comportements des individus dans un milieu (Kallgren, Reno et Cialdini, 2000 ; Schultz Nolan, Cialdini, Goldstein et Griskevicius, 2007) et englobent les notions de sanctions qui découlent du non-respect de ces normes (Horne, 2001) et d'autocensure qui dissuade d'avoir des comportements jugés déviants (Eggertsson, 2001 ; Jejeebhoy et Sathar, 2001).

Cependant, faute de mesure directe, le lieu de résidence ou l'ethnie ont souvent été utilisés comme variable d'approximation pour illustrer empiriquement l'effet des normes de genre sur l'autonomie des femmes (Dixon-Mueller et Germain, 2000 ; Gage 1995 ; Jejeebhoy et Sathar, 2001 ; Kritz et Makinwa-Adebusoye, 1999). Par exemple, dans le cas de l'Inde et du Pakistan, Jejeebhoy et Sathar (2001) ont montré que le lieu de résidence (région) a un pouvoir prédictif sur l'autonomie des femmes qui va bien au-delà des autres déterminants. De même, Kritz et Makinwa-Adebusoye (1999) ont révélé une sous-scolarisation des filles haussa et kanuri au Nigeria, malgré la disponibilité des infrastructures éducatives dans leur milieu. Elles expliquent ces tendances, entre autres, par l'existence de normes d'isolement (*seclusion*) dans ces deux ethnies.

Des avancées sur le plan méthodologique permettent toutefois de proposer de meilleures mesures des normes de genre et de leurs effets. La modélisation multiniveaux avec agrégation de variables individuelles au niveau contextuel et l'analyse factorielle confirmatoire sont deux méthodes qui rendent compte de ces avancées (Koenig, Stephenson, Saifuddin, Jejeebhoy et Campbell, 2006 ; Stephenson, Baschieri, Clements, Hennink et Madise, 2006). Se référant à la seconde approche, notre étude a pour objectif d'approfondir la connaissance sur les déterminants contextuels de l'autonomie des femmes en milieu rural africain. Sur le plan méthodologique, elle se distingue des autres études par le recours aux modèles d'équations structurelles avec variables latentes qui sont plus appropriés pour mesurer des normes non directement observables (Blanc, 2001 ; Navia et Zweifel, 2003) et pour limiter les éventuels biais de mesure liés au nombre d'individus agrégés (Lüdtke et collab., 2007). Cette étude a aussi pour finalité de montrer la complémentarité des modèles multiniveaux et d'équations structurelles dans

la mesure et l'analyse des effets de contexte. Sur le plan du contenu, cette étude se fonde sur l'application de ces méthodes pour analyser l'influence en Afrique subsaharienne des normes de genre légitimant la violence envers les femmes sur leur autonomie décisionnelle. Nous analysons aussi l'effet de l'instruction et de l'emploi des femmes — deux variables fréquemment utilisées pour cerner l'autonomie des femmes — afin de tester leur validité.

CONTEXTE DE L'ÉTUDE

Notre étude concerne plus spécifiquement quatre pays d'Afrique subsaharienne, le Ghana en Afrique de l'Ouest et le Kenya, l'Ouganda et la Tanzanie en Afrique de l'Est. Bien qu'elle porte sur plusieurs pays, il faut noter que cette recherche n'est pas une étude comparative au sens strict du terme. La comparabilité se résume principalement à la mesure des variables et des échantillons analysés. Elle ne cherche donc pas à expliquer les résultats obtenus par le prisme des similitudes et des différences entre pays. Notre objectif est plutôt dans la recherche de régularité et de consistance dans les effets obtenus afin de témoigner de leur robustesse et de leur pertinence empirique (Stephenson et collab., 2006).

Les quatre pays à l'étude partagent, entre autres, un même fond culturel issu de leurs liens historiques avec la Grande-Bretagne. Le Ghana, avec un produit intérieur brut (PIB) par habitant de 289 \$US (au prix de 2000) en 2003 se démarque par sa stabilité économique et son économie florissante. À l'opposé, la situation sociopolitique de l'Ouganda est plus instable et le revenu par habitant y est également plus faible que dans les trois autres pays, puisqu'il tourne autour de 278 \$US en 2003. Le PIB par habitant du Kenya en 2003 est de 331 \$US (au prix de 2000) et celui de la Tanzanie en 2004 est de 321 \$US (Fonds monétaire international, 2005).

Sur le plan de la démographie et de la santé, si la situation globale de ces quatre pays reflète celle de la plupart des pays en développement, elle présente néanmoins quelques différences (Rajaratnam et collab., 2010 ; Organisation mondiale de la santé [OMS], 2012). Le Ghana et le Kenya, avec un indice synthétique de fécondité (ISF) de respectivement 4,4 enfants par femme (2003) et de 4,9 enfants par femme (2004), sont en pleine transition démographique³ alors qu'on ne note pas de fléchissement de la fécondité en Tanzanie et en Ouganda (Westoff, 2012). L'ISF est de l'ordre

3. Le décrochage de la fécondité dans ces deux pays a commencé en 1995 (Bongaarts, 2006).

de 5,7 enfants par femme (2004) en Tanzanie et de 6,7 enfants par femme en Ouganda (2006). Les niveaux de fécondité sont en milieu rural bien plus élevés : ils se situent entre 5,4 enfants par femme au Kenya (2003) et 7,1 enfants par femme en Ouganda (2006).

Les niveaux de mortalité maternelle et infantile sont plus faibles au Ghana et au Kenya que dans les deux autres pays. La probabilité de décéder au cours de la première année de vie est estimée à 70 ‰ au Ghana, 79 ‰ au Kenya, 85 ‰ en Tanzanie et 88 ‰ en Ouganda (DHS Program). Le niveau de mortalité maternelle varie au cours de la période 2000 de 500 pour 100 000 au Ghana à 920 pour 100 000 naissances vivantes en Tanzanie (OMS, 2004).

Concernant la situation sur les inégalités de genre, l'indicateur SIGI (Social Institutions and Development Index) (Jütting et Morrison 2005 ; OCDE, 2010) montre que les quatre pays sont classés dans les 50 % des pays les plus inégalitaires pour les femmes dans le monde. Toutefois, il n'existe dans aucun de ces pays de préférence de fécondité pour les garçons ou de restrictions des libertés civiles (accès à l'espace public et participation politique) des femmes (à l'exception de l'Ouganda). En revanche, ces pays sont « mal classés » pour les trois autres dimensions de l'indicateur, à savoir l'existence d'un code de la famille discriminatoire à l'égard des femmes, l'atteinte à l'intégrité physique et l'accès aux ressources pour les femmes. La situation dans les trois autres pays est meilleure qu'en Ouganda. Plus spécifiquement quant aux normes liées aux codes de la famille, le Ghana et le Kenya présentent une meilleure situation pour les femmes que la Tanzanie et l'Ouganda. Les normes et pratiques sociales relatives à la violence physique sont moins présentes en Tanzanie qu'en Ouganda. Enfin, le Kenya se distingue clairement des autres pays par le niveau défavorable des lois régissant les droits de propriété des femmes et l'Ouganda est le seul pays où les libertés civiles des femmes sont restreintes. Le tableau 1 présente d'autres statistiques sur les différentiels d'instruction et de revenu entre les hommes et les femmes, qui confirment par ailleurs les disparités en défaveur des femmes dans les quatre pays.

METHODOLOGIE

Données

Les données de cette étude proviennent des Enquêtes Démographiques et de Santé (EDS) du Ghana (2003), du Kenya (2003), de l'Ouganda (2006) et de la Tanzanie (2004-2005). Les EDS utilisent des questionnaires standar-

TABLEAU 1 Statistiques sur quelques variables et indicateur de genre

| Indicateur et variables | Ghana | | | Kenya | | | Ouganda | | | Tanzanie | | |
|--|----------|----------|------------|----------|----------|------------|----------|----------|------------|----------|----------|------------|
| | Score | Rang | | Score | Rang | | Score | Rang | | Score | Rang | |
| SIGI | 0,11 | 54/102 | | 0,14 | 57/102 | | 0,19 | 73/102 | | 0,11 | 53/102 | |
| Code de la famille | 0,37 | 61/112 | | 0,37 | 63/112 | | 0,64 | 102/112 | | 0,50 | 81/112 | |
| Libertés civiles | 0,00 | 1/123* | | 0,00 | 1/123* | | 0,30 | 84/123 | | 0,00 | 1/123* | |
| Intégrité physique | 0,40 | 80/114 | | 0,28 | 46/114 | | 0,41 | 81/114 | | 0,20 | 22/114 | |
| Préférence pour les garçons | 0,00 | 1/123* | | 0,00 | 1/123* | | 0,00 | 1/123* | | 0,00 | 1/123* | |
| Droits de propriété | 0,52 | 79/122 | | 0,68 | 111/122 | | 0,52 | 79/122 | | 0,52 | 79/122 | |
| Variables de l'indicateur Gender Development Index (2005)^b | F | H | F/H | F | H | F/H | F | H | F/H | F | H | F/H |
| Alphabétisation des adultes | 49,8 | 66,4 | 75,0 | 70,2 | 77,7 | 90,3 | 57,7 | 76,8 | 75,1 | 62,2 | 77,5 | 80,3 |
| Taux brut de scolarisation (primaire, secondaire et supérieur combinés) | 48,0 | 53,0 | 90,6 | 59,0 | 62,0 | 95,2 | 62,0 | 64,0 | 96,9 | 49,0 | 52,0 | 94,2 |
| Revenu estimé (\$US en 2005) | 2056 | 2893 | 71,1 | 1126 | 1354 | 83,2 | 1199 | 1708 | 70,2 | 627 | 863 | 72,7 |

^a OCDE (2010)^b UNDP (2008)

* pratiques non présentes dans ces pays

disés dans de multiples pays, chacune stratifiée avec un échantillon représentatif au niveau national, urbain et rural. Depuis la fin des années 1990, les EDS ont introduit un module sur la violence envers les femmes (Kishor et Subaiya, 2008) qui a été utilisé pour la première fois dans les enquêtes du Ghana de 2003, du Kenya de 2003 et de la Tanzanie de 2004-2005. En Ouganda, la question a été posée pour la première fois lors de l'enquête de 2001. Les proportions de femmes qui ont une attitude favorable vis-à-vis de la violence physique envers les femmes dans ce pays en 2001 sont semblables à celles obtenues en 2006. Cette diversité des pays à l'étude devrait donc nous permettre de tirer des conclusions robustes sur les déterminants individuels et contextuels de l'autonomie décisionnelle des femmes en milieu rural africain.

Notre analyse se limite aux femmes qui ont eu un enfant vivant à la naissance au cours des cinq années précédant la collecte des données dans chaque pays. Elle se concentre sur le milieu rural, où les conditions de vie des femmes sont plus précaires et leur autonomie plus restreinte. De plus, les communautés rurales, plus homogènes en matière de normes et d'attitudes, permettent aussi de mieux tester notre cadre d'analyse. Pour tenir compte des grappes d'au moins cinq personnes et des informations disponibles sur tous les individus, l'échantillon initial a été réduit d'environ 4 % à 7 % selon les pays, se résumant au final à 1 814 femmes au Ghana, 2 662 au Kenya, 4 223 en Tanzanie et 3 529 en Ouganda⁴.

Mesure des variables

La variable dépendante mesure l'autonomie décisionnelle globale de la femme. Elle a été définie dans ce travail par un index construit à partir des quatre indicateurs portant sur la prise de décision de la femme au sein du ménage. Ces quatre indicateurs proviennent de la question suivante : « Dans votre famille, qui a généralement le dernier mot dans les décisions suivantes :

- i. vos soins de santé personnels ?
- ii. Les achats importants pour le ménage ?
- iii. Les achats pour les besoins quotidiens du ménage ?
- iv. Les visites à la famille, aux amis ou à la parenté ? »

4. Les questions relatives à la prise de décision sont posées uniquement aux femmes mariées dans l'enquête de 2006 de l'Ouganda. L'échantillon de ce pays se réduit donc aux femmes mariées qui ont eu une naissance vivante au cours des cinq dernières années.

Cet index a été calculé en additionnant les réponses (1 si la femme prend la décision seule ou conjointement avec son partenaire ou autre personne, et 0 dans le cas contraire) aux quatre questions. Il a été ensuite regroupé en trois catégories : 0 si la femme ne prend aucune décision (absence d'autonomie décisionnelle), 1 si la femme prend 1 à 2 décisions (faible autonomie décisionnelle) et 2 si la femme prend 3 décisions ou plus (grande autonomie décisionnelle). Par ailleurs, chacune des dimensions d'autonomie (variable *dummy* ayant servi à construire l'index) a été utilisée comme variable dépendante dans des analyses séparées pour attester de la robustesse des résultats.

Les variables explicatives sont de deux ordres : celles relevant du contexte et celles relatives à la femme, à son conjoint ou à son ménage, sur le modèle des études de ce genre (Heaton, Huntsman et Flake, 2005 ; Koenig et collab., 2006). La principale variable contextuelle est relative aux normes de genre. Dans cette étude, nous nous centrons sur les normes liées à la violence car non seulement elles ont une influence sur la violence directe envers les femmes mais aussi parce qu'elles sont susceptibles de créer un environnement de peur et d'intimidation pour les femmes. Ces normes, qui ne sont pas directement mesurables (variables latentes), peuvent être approchées par d'autres variables observables (variables indicatrices) qui peuvent en fournir une mesure approximative. Dans les enquêtes EDS, une série de questions est posée aux femmes pour cerner leur perception de la violence physique envers les femmes. Ces questions sont susceptibles de nous renseigner sur les normes de violence : « Parfois un mari est contrarié ou en colère à cause de certaines choses que fait sa femme. À votre avis, est-il normal qu'un mari frappe ou batte sa femme dans les situations suivantes :

- i. Si elle sort sans l'aviser ?
- ii. Si elle néglige les enfants ?
- iii. Si elle argumente avec lui ?
- iv. Si elle refuse d'avoir des rapports sexuels avec lui ?
- v. Si elle laisse brûler la nourriture ? »

La proportion de femmes qui répondent par l'affirmative à chacune de ces questions au niveau de chaque grappe-échantillon représente la variable indicatrice. Par la suite, nous recourrons à l'analyse factorielle confirmatoire pour mesurer ces normes en se basant sur ces cinq variables indicatrices. Proche de l'analyse factorielle exploratoire, l'analyse factorielle confirmatoire va cependant plus loin que la simple réduction dimensionnelle. Elle se distingue surtout par le fait que le chercheur fait le

postulat d'une relation entre les variables latentes et les variables indicatrices (Brown, 2006). Sur la base des travaux de Agarwala et Lynch (2006), nous avons postulé que ces cinq variables indicatrices captent la variable latente constituée des normes de genre légitimant la violence envers les femmes. Ce modèle à facteur unique est testé et ajusté par la suite. Il est validé sur la base de l'alpha de Cronbach et des quatre indices d'ajustement que sont le chi-carré, le RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), le CFI (Comparative Fit Index) et le SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) (Adjiwanou, 2013 ; Brown, 2006 et encadré en annexe). Une valeur élevée de cette variable latente dans un contexte géographique donné traduit un environnement favorable à la violence physique envers les femmes et sans doute conservateur quant au rôle des femmes (Koenig et collab., 2006). Les autres variables contextuelles portent sur l'environnement socioéconomique des grappes et des normes liées à la fécondité. Elles sont définies par agrégation des variables individuelles au niveau de la grappe. Nous tenons ainsi compte du statut socioéconomique des grappes en calculant pour chacune d'elle la proportion de ménages se situant dans les 60 % des ménages les plus riches (en utilisant le quintile de revenu), la proportion de femmes de 20 ans qui possèdent un niveau d'instruction égal ou supérieur au secondaire et la proportion de femmes qui ne travaillent pas dans l'agriculture. Les normes liées à la fécondité sont de deux ordres : la proportion de femmes mariées par grappe qui ne recourent pas à la contraception moderne et la proportion de ménages dont le nombre d'enfants de moins de 5 ans est supérieur au nombre moyen d'enfants de moins de 5 ans par ménage en milieu rural dans chaque pays. À la différence de l'analyse factorielle confirmatoire utilisée pour cerner les normes de genre légitimant la violence, il n'est pas possible d'évaluer la validité de ces cinq variables contextuelles. Le tableau 2 présente la distribution des variables contextuelles.

Les variables explicatives au niveau individuel concernent les caractéristiques personnelles de la femme (âge au moment de l'enquête, nombre d'enfants nés vivants, état matrimonial, relation avec le chef de ménage, religion, attitude envers la violence), ses caractéristiques économiques (niveau d'instruction et type d'emploi), les caractéristiques de son conjoint (niveau d'instruction et type d'emploi) et enfin le quintile de revenu du ménage. Les variables relatives aux écarts entre les caractéristiques des femmes et de leurs partenaires ne sont pas utilisées dans cette étude car les femmes ne connaissent pas toujours avec précision ces informations (âge du conjoint, niveau d'instruction, etc.). Enfin, nous tenons compte aussi de la perception des femmes envers la violence comme variable explicative

TABEAU 2 Distribution (moyenne et écart-type) des variables contextuelles dans chaque pays

| Variables contextuelles | Ghana | Kenya | Ouganda | Tanzanie |
|---|---------------|---------------|----------------|-----------------|
| Série A : variables indicatrices de la variable latente (U_j) | | | | |
| Proportion de femmes par grappe qui estiment qu'une femme doit être battue si elle : | | | | |
| sort sans la permission de son conjoint (X ₁) | 0,405 (0,231) | 0,443 (0,195) | 0,554 (0,183) | 0,442 (0,186) |
| néglige les enfants (X ₂) | 0,445 (0,250) | 0,610 (0,155) | 0,600 (0,201) | 0,462 (0,220) |
| argumente avec son conjoint (X ₃) | 0,360 (0,226) | 0,526 (0,203) | 0,451 (0,221) | 0,452 (0,212) |
| refuse des rapports sexuels (X ₄) | 0,245 (0,194) | 0,348 (0,182) | 0,351 (0,164) | 0,308 (0,166) |
| laisse brûler la nourriture (X ₅) | 0,193 (0,183) | 0,172 (0,135) | 0,273 (0,164) | 0,198 (0,136) |
| Série B : autres variables contextuelles (Z_j) | | | | |
| Proportion de femmes de 20 ans ou plus ayant le niveau d'instruction secondaire ou plus | 0,359 (0,260) | 0,218 (0,186) | 0,144 (0,146) | 0,086 (0,149) |
| Proportion de ménages de quintile de revenu 3 ou plus | 0,358 (0,339) | 0,538 (0,319) | 0,527 (0,344) | 0,552 (0,302) |
| Proportion de femmes ne travaillant pas dans le secteur agricole | 0,512 (0,265) | 0,630 (0,230) | 0,274 (0,239) | 0,268 (0,263) |
| Proportion de ménages ayant plus d'enfants de moins de 5 ans que la moyenne en milieu rural | 0,356 (0,193) | 0,325 (0,175) | 0,477 (0,158) | 0,387 (0,187) |
| Proportion de femmes mariées qui n'utilisent pas la contraception moderne | 0,782 (0,172) | 0,630 (0,261) | 0,796 (0,165) | 0,776 (0,181) |
| N | 237 | 262 | 308 | 361 |

au niveau individuel. Elle est mesurée par agrégation des cinq questions relatives à la perception de la violence envers les femmes, une valeur élevée de cette variable indiquant une perception favorable de la femme envers la violence physique. Le tableau A1 en annexe présente la distribution des variables dans chaque pays.

Modèle explicatif

Notre démarche méthodologique doit nous permettre de mesurer les variables latentes au niveau contextuel et d'analyser leur influence sur l'autonomie décisionnelle des femmes mesurée au niveau individuel. Nous avons eu recours aux modèles d'équations structurelles multiniveaux (Gottfredson, Panter, Daye, Allen et Wightman, 2009 ; Rabe-Hesketh, Skrondal et Zheng, 2006) qui combinent à la fois les modèles multiniveaux et les modèles d'équations structurelles pour saisir les déterminants individuels et contextuels de l'autonomie décisionnelle des femmes. Les modèles multiniveaux sont appropriés dans les cas où les observations sont nichées dans un ensemble plus grand et pour estimer les effets contextuels, alors que les modèles d'équations structurelles permettent de tenir compte des relations structurelles qui relient les principales variables. Les seconds sont constitués de deux parties : un modèle de mesure, communément appelé analyse factorielle confirmatoire (AFC) — décrit plus haut — et un modèle de régression (Bollen, 1989). Avec le modèle de régression, qui peut prendre plusieurs formes, nous estimons l'effet des normes de genre légitimant la violence envers les femmes et celui des autres variables indépendantes sur l'autonomie décisionnelle des femmes. Nous avons utilisé ici un modèle logit multiniveau à *intercept* aléatoire qui s'écrit sous la forme :

$$\text{Niveau 1 : } \text{logit}(\pi_{ij}) = \log\left(\frac{\pi_{ij}}{1 - \pi_{ij}}\right) = B_{0j} + B_1 \text{Attitude_Violence}_{ij} + B_k X_{ij}^k$$

$$\text{Niveau 2 : } B_{0j} = B_{00} + B_{01} U_j + B_{0p} Z_j^p + \varepsilon_j$$

où π_{ij} est la probabilité que la femme i (i variant de 1 à n) de la grappe j (j variant de 1 à N) soit à faible autonomie décisionnelle (ou « sans autonomie décisionnelle ») plutôt qu'à forte autonomie décisionnelle,

B_{0j} , l'intercept aléatoire,

X_{ij}^k , les variables explicatives du niveau individuel

U_j , la variable latente mesurant les normes de genre liées à la violence contre les femmes,

Z_j^p , les autres variables contextuelles ($p = 5$).

La variable individuelle « Attitude_Violence », qui cerne l'attitude des femmes envers la violence est centrée au niveau de la grappe. L'effet contextuel des normes de genre entourant la violence envers les femmes est alors mesuré par $(B_{01} - B_1)$. Ce modèle est donc similaire aux modèles multiniveaux où la variable dépendante est binaire, à la différence près que l'une des variables au niveau contextuel est latente.

Nous avons utilisé ce modèle pour évaluer chacune des dimensions de l'autonomie décisionnelle de la femme : autonomie de prise de décision relative à ses soins de santé, autonomie de prise de décision économique (prise de décision concernant les gros achats ou les achats quotidien) et autonomie de mouvement (visite aux membres de la famille et aux amis). L'ensemble des modèles a été estimé avec le logiciel Mplus, version 6.11. Les erreurs standard ont été estimées par la méthode des maximums de vraisemblance avec l'estimateur MLR à partir de l'algorithme de la maximisation de l'espérance (Expectation — Maximisation Algorithm). C'est un estimateur robuste à la non-normalité des variables dépendantes (Muthén et Muthén, 1998-2010). Cet estimateur ne fournit cependant pas d'indices d'ajustement. Nous nous sommes donc fiés à ceux du modèle de mesure. Une description détaillée de notre méthodologie est présentée dans Adjiwanou (2013). Enfin, comme dans toutes les études utilisant les données EDS, nous avons approximé le contexte par la grappe (*cluster*). En milieu rural, cette dernière a une signification plus tangible puisqu'elle concerne le plus souvent tout ou une partie d'un village relativement plus homogène qu'une grappe en milieu urbain (Montgomery et Hewett, 2005).

RÉSULTATS

La bonne interprétation des effets des normes de genre dépend de la validité de la mesure proposée. Le modèle de mesure retenu dans chaque pays est présenté en annexe (tableau A2 et figure A1). Ce modèle s'ajuste bien aux données dans l'ensemble des quatre pays : le RMSEA est en dessous de 0,04, le CFI et le TLI sont tous les deux au-delà de 0,99 et le SRMR est inférieur à 0,06. Les saturations standardisés (β) qui reflètent les corrélations entre la variable latente et chaque variable indicatrice sont toutes assez fortes, au-dessus de 0,6 et statistiquement significatives ($p < 0,0001$) dans tous les pays. De même, la variance expliquée par la variable latente dans chaque indicateur (communauté ou R^2) est assez élevée. Il apparaît ainsi que la mesure latente des normes cerne la même réalité dans les quatre pays, c'est-à-dire l'existence de normes qui favo-

TABLEAU 3 Coefficients non standardisés et standardisés de l'effet des variables explicatives contextuelles et individuelles sur une faible autonomie (par rapport à une forte autonomie), analyse par pays

| Variables indépendantes | Sig. Att. | Ghana | | Kenya | | Ouganda | | Tanzanie | |
|---|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|-----------|-----------|----------|-----------|
| | | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) |
| Variabiles contextuelles | | | | | | | | | |
| Normes de genre liées à la violence envers les femmes | + | 3,12*** | 0,43*** | 1,59* | 0,37* | 2,86*** | 0,39*** | 1,19** | 0,22** |
| Effet contextuel (B ₀₁ – B ₁) | + | (3,02***) | | (1,50*) | | (2,73***) | | (1,18**) | |
| Proportion de femmes de 20 ans de niveau d'instruction secondaire ou plus | – | -0,12 | -0,02 | 1,30** | 0,40** | 0,84 | 0,14 | 2,31*** | 0,38*** |
| Proportion de ménages de quintile de revenu 3 ou plus | – | -0,40 | -0,09 | -0,93** | -0,48*** | 1,43*** | 0,56*** | 0,41 | 0,14 |
| Proportion de femmes ne travaillant pas dans l'agriculture | – | 0,04 | 0,01 | -0,10 | -0,04 | 0,11 | 0,03 | 0,36 | 0,10 |
| Proportion de ménages ayant un nombre d'enfants de moins de 5 ans supérieur à la moyenne rurale | + | 0,74 | 0,10 | -0,30 | -0,09 | 0,23 | 0,04 | 0,25 | 0,05 |
| Proportion de femmes mariées qui n'utilisent pas la contraception | + | 0,77 | 0,09 | 0,57 | 0,2 | 0,61 | 0,11 | 2,07*** | 0,41*** |
| Variabiles individuelles | | | | | | | | | |
| Attitude envers la violence | | 0,10° | 0,07° | 0,09* | 0,06* | 0,13*** | 0,10*** | 0,01 | 0,01 |
| Non-recours à la contraception moderne ++ | | 0,07 | 0,01 | 0,05 | 0,01 | 0,08 | 0,02 | 0,21° | 0,04° |
| Âge au moment de l'enquête (10-19) | | | | | | | | | |
| 20-29 | | -0,02 | -0,00 | -0,30 | -0,08 | -0,10 | -0,03 | -0,42° | -0,11° |
| 30-39 | | -0,38 | -0,09 | -1,02*** | -0,24*** | -0,28 | -0,07 | -0,56* | -0,14* |
| 40-49 | | -0,30 | -0,05 | -1,40*** | -0,22*** | -0,34 | -0,06 | -0,69* | -0,11* |

TABLEAU 3 Coefficients non standardisés et standardisés de l'effet des variables explicatives contextuelles et individuelles sur une faible autonomie (par rapport à une forte autonomie), analyse par pays (*suite*)

| Variables indépendantes | Sig. Att. | Ghana | | Kenya | | Ouganda | | Tanzanie | |
|--|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|----------|-----------|
| | | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) | coef (B) | stand (β) |
| Parité (réf. : o) | | | | | | | | | |
| 1 ou 2 | | -0,29 | -0,07 | 0,09 | 0,02 | -0,28° | -0,07° | -0,13 | -0,03 |
| 3 ou 4 | | -0,42 | -0,09 | 0,29 | 0,06 | -0,26 | -0,06 | -0,24 | -0,05 |
| 5 ou plus | | -0,62° | -0,12° | 0,39 | 0,08 | -0,50* | -0,12* | -0,35° | -0,07° |
| En union | | 0,54 | 0,08 | 0,99*** | 0,18*** | | | 1,15*** | 0,20*** |
| Relation avec le chef de ménage (CM) (réf. : CM) | | | | | | | | | |
| Épouse du CM | | 1,64*** | 0,37*** | 0,92*** | 0,23*** | 0,67*** | 0,15*** | 1,39*** | 0,33*** |
| Autre | | 1,77*** | 0,32*** | 1,01*** | 0,19*** | 0,39° | 0,05° | 1,47*** | 0,29*** |
| Ménage polygame++ | | 0,33 | 0,08 | 0,11 | 0,03 | 0,23* | 0,06* | 0,35** | 0,08 |
| Religion (réf. : catholique) | | | | | | | | | |
| Autre chrétien | | -0,16 | -0,04 | -0,02 | -0,00 | 0,12 | 0,03 | 0,10 | 0,02 |
| Musulman | | -0,11 | -0,02 | -0,28 | -0,05 | 0,40* | 0,06* | 0,23° | 0,06° |
| Autre | | 0,05 | 0,01 | | | 0,08 | 0,01 | 0,56** | 0,09** |
| Instruction de la femme (réf. : sans instruction) | | | | | | | | | |
| Primaire | | -0,38° | -0,08° | 0,17 | 0,04 | -0,00 | 0,00 | -0,15 | -0,04 |
| Collège ou plus | | -0,51* | -0,11* | -0,08 | -0,02 | -0,36° | -0,06° | -0,21 | -0,03 |
| Emploi de la femme (réf. : agriculture) | | | | | | | | | |
| Ventes/services | | -0,04 | -0,01 | -0,38* | -0,08** | -0,28 | -0,04 | -0,73* | -0,06* |
| Autres | | -0,07 | -0,01 | 0,17 | 0,02 | -0,49* | -0,06* | 0,13 | 0,02 |
| Sans emploi (femmes au foyer) | | 1,19** | 0,15** | 0,41* | 0,09* | 0,27 | 0,03 | 0,44* | 0,07* |

Significativité à 0,1% (***), 1% (**), 5% (*) et à 10% (°). ++ Variable dichotomique

TABLEAU 3 (suite)

| Variables indépendantes | Ghana | | Kenya | | Ouganda | | Tanzanie | |
|---|---------|--------|---------|---------|---------|-------|----------|-------|
| Fréquence écoute radio (réf. : jamais) | | | | | | | | |
| Quelque fois | -0,40* | -0,10* | -0,04 | -0,01 | 0,23° | 0,06° | -0,08 | -0,02 |
| Tous les jours | -0,05 | -0,01 | -0,10 | -0,03 | 0,27° | 0,07° | 0,18 | 0,04 |
| Revenu (réf. : très pauvre) | | | | | | | | |
| Pauvre | 0,22 | 0,05 | 0,41** | 0,09** | 0,03 | 0,01 | 0,12 | 0,03 |
| Moyen (ou plus) | 0,22 | 0,05 | 0,51** | 0,11** | 0,02 | 0,00 | 0,01 | 0,00 |
| Riche et très riche | | | 0,75*** | 0,17*** | 0,09 | 0,02 | -0,04 | -0,01 |
| Niveau d'instruction du conjoint (réf. : sans instruction ou primaire) | | | | | | | | |
| Conjoint de niveau collège | -0,39° | -0,09° | | | | | | |
| Conjoint de niveau lycée ou plus | -0,09 | -0,01 | | | | | | |
| Autres (ne connaît pas ou non mariée) | -0,27 | -0,04 | | | | | | |
| Niveau d'instruction du conjoint (réf. : sans instruction) | | | | | | | | |
| Conjoint de niveau primaire | | | 0,00 | 0,00 | -0,12 | -0,03 | 0,12 | 0,03 |
| Conjoint de niveau collège ou plus | | | 0,02 | 0,01 | 0,03 | 0,01 | -0,01 | -0,00 |
| Autres (ne connaît pas ou non mariée) | | | 0,99** | 0,13** | | | 0,31 | 0,03 |
| Type d'emploi du conjoint (réf. : agriculture/autre) | | | | | | | | |
| Ventes/service | 0,57° | 0,08° | 0,24° | 0,05° | 0,15 | 0,03 | -0,08 | -0,01 |
| Manuel qualifiée | 0,17 | 0,03 | 0,02 | 0,00 | 0,27° | 0,05° | 0,09 | 0,02 |
| Corrélation intra-classe | | | | | | | | |
| Modèle nul | 0,45*** | | 0,06*** | | 0,20*** | | 0,19*** | |
| Modèle final | 0,32*** | | 0,05** | | 0,14*** | | 0,14*** | |
| N | 234 | | 261 | | 308 | | 361 | |
| n | 1314 | | 1909 | | 2872 | | 3103 | |

Significativité à 0,1% (***), 1% (**), 5% (*) et à 10% (°). ++ Variable dichotomique

risent la violence envers les femmes quand leurs comportements sont jugées « inappropriés ».

Résultats d'ensemble

La distribution de la variable dépendante que constitue l'autonomie décisionnelle des femmes présentée dans le tableau A1 montre que 24 % des femmes au Ghana, 26 % au Kenya, 20 % en Ouganda et 25 % en Tanzanie estiment qu'elles ne participent à aucune décision au sein de leur ménage. En ce qui concerne les variables spécifiques d'autonomie décisionnelle, il ressort que les femmes jouissent d'une autonomie plus forte pour ce qui a trait à leur santé, aux achats quotidiens et à la visite aux amis ou aux membres de la famille. Par contre, leur implication dans les décisions concernant les achats importants du ménage est plus limitée : environ une femme sur deux au Ghana et en Ouganda et une femme sur trois au Kenya et en Tanzanie affirment y être associées.

Le tableau 3 présente l'ensemble des résultats des déterminants individuels et contextuels liés à une faible autonomie (par rapport à une forte autonomie) dans les quatre pays. Le tableau 4 présente pour sa part uniquement les effets des normes de violence sur l'absence d'autonomie (par rapport à une forte autonomie) et sur les variables indicatrices d'autonomie individuelle. Il ressort du tableau 3 que la corrélation intra-classe (ICC)⁵ initiale de la variable dépendante de faible autonomie décisionnelle est significative dans les quatre pays, exprimant de ce fait l'importance des effets contextuels et la justesse de la modélisation multiniveaux. En d'autres termes, le contexte dans lequel les femmes vivent explique en partie leur probabilité à bénéficier d'une faible autonomie décisionnelle. Cette corrélation montre cependant une grande variabilité entre les pays, puisqu'elle varie entre 6 % au Kenya et 45 % au Ghana. La prise en compte des variables indépendantes du modèle réduit substantiellement ces corrélations intra-classes, même si leur niveau et leur significativité résiduels sont le signe de l'existence de variables contextuelles non capturées dans cette étude. Il faut toutefois noter que la corrélation intra-classe initiale de la variable décrivant l'absence d'autonomie (par rapport à une forte autonomie) est moins dispersée : elle varie de 25 % au Kenya à 48 % au Ghana (tableau 4, série A).

5. L'ICC d'un modèle logit multiniveaux s'obtient par la formule : $\sigma_2^2 / (\sigma_2^2 + \pi^2/3)$, où σ_2^2 est la variance de niveau 2.

TABLEAU 4 Effets contextuels des normes de genre liées à la violence sur l'absence d'autonomie (par rapport à une forte autonomie) et sur diverses dimensions de l'autonomie décisionnelle des femmes

| Variables dépendantes | Effets contextuels ($B_{01} - B_1$) | | | |
|---|---------------------------------------|---------|---------|----------|
| | Ghana | Kenya | Ouganda | Tanzanie |
| Série A | | | | |
| Absence d'autonomie (par rapport à forte autonomie) | 3,04*** | 3,56*** | 2,12* | 2,76*** |
| Corrélation intra-classe — ICC (modèle nul) | 0,48*** | 0,25*** | 0,45*** | 0,31*** |
| N | 234 | 262 | 307 | 359 |
| n | 1249 | 1705 | 2549 | 2557 |
| Série B | | | | |
| Pas de prise de décision en ce qui concerne : | | | | |
| Les soins de santé personnels | 0,32 | 2,28** | 2,34*** | 3,35*** |
| Les achats importants | 2,72*** | 1,64** | 2,14** | 1,73*** |
| Les achats quotidiens | 2,22** | 1,55* | 0,29 | 0,69° |
| Les visites aux parents et amis | 2,72*** | 2,21** | 2,53*** | 1,43*** |
| N | 237 | 262 | 308 | 361 |
| n | 1814 | 2662 | 3529 | 4223 |

Les estimations utilisent les mêmes variables explicatives que dans le tableau 3. Significativité à 0,1% (***), 1% (**), à 5% (*) et à 10% (°).

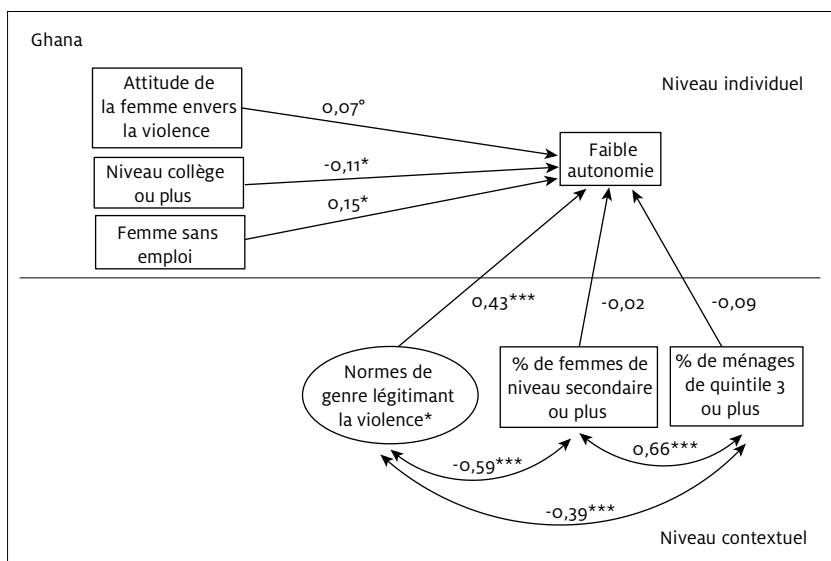
Pour simplifier la description des résultats pays par pays, nous les synthétisons dans les figures 1 à 4 en présentant les effets (standardisés) des variables d'intérêt sur l'autonomie décisionnelle des femmes. Ces variables d'intérêt concernent les normes de genre légitimant la violence envers les femmes, le niveau d'instruction individuel et contextuel, le niveau de revenu contextuel, le type d'emploi de la femme et l'attitude de la femme envers la violence.

Déterminants de l'autonomie décisionnelle des femmes au Ghana

Les résultats issus des modèles multiniveaux synthétisés à la figure 1 montrent qu'au-delà de leur propre attitude sur la violence à l'encontre des femmes, les Ghanéennes qui vivent dans un environnement où la violence envers les femmes est légitime courent un plus grand risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle que les femmes qui vivent dans un environnement où ces normes sont moins présentes.

Ainsi, une augmentation d'un écart-type de la variable latente liée aux normes de genre légitimant la violence se traduit par une augmentation de

FIGURE 1 Effets standardisés des variables individuelles et contextuelles sur la faible autonomie décisionnelle au Ghana, modèle d'équations structurelles multiniveaux



Significativité : *sign. à 5 % ; **sign. à 1 % ; ***sign. à 0,1 %.

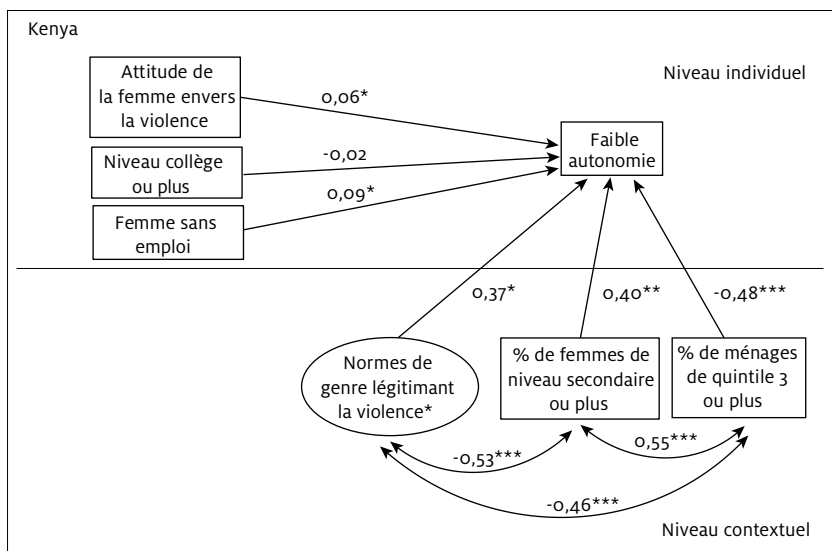
54 % (exponentiel de 0,43) des risques pour une femme vivant dans ce milieu d'avoir une faible autonomie. Les mêmes effets sont obtenus si on compare les femmes considérées comme sans autonomie décisionnelle et les femmes possédant une autonomie décisionnelle plus forte, quoique ces effets soient légèrement plus faibles (tableau 4, série A). De plus, les résultats présentés pour la série B du même tableau 4 montrent que les normes de genre légitimant la violence envers les femmes affectent significativement la prise de décision des femmes concernant les achats importants, les achats quotidiens et la visite aux membres de la famille. Elles sont par contre sans influence significative sur leur prise de décision en ce qui a trait à leur santé.

Les résultats présentés figure 1 montrent que ni le niveau d'instruction contextuel ni le statut socioéconomique contextuel n'ont d'effet significatif sur le fait pour une femme d'avoir une faible autonomie décisionnelle. En ce qui concerne les variables individuelles, notons que les femmes de niveau d'instruction secondaire ou plus ont moins de risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle. Cependant, être sans emploi accroît les risques de participer faiblement aux décisions du ménage (par rapport à une femme qui travaille dans l'agriculture).

Déterminants de l'autonomie décisionnelle des femmes au Kenya

Le modèle multivarié de la figure 2 montre un effet positif et significatif des normes de genre légitimant la violence envers les femmes sur l'autonomie décisionnelle des femmes.

FIGURE 2 Effets standardisés des variables individuelles et contextuelles sur la faible autonomie décisionnelle au Kenya, modèle d'équations structurelles multiniveaux



Significativité : *sign. à 5 % ; **sign. à 1 % ; ***sign. à 0,1 %.

Une augmentation d'un écart-type de cette variable latente contextuelle est associée à 45 % d'augmentation du risque pour une femme d'avoir une faible autonomie (par rapport à une forte autonomie décisionnelle). L'effet de cette variable est plus important si on compare les femmes sans autonomie décisionnelle à celles à forte autonomie décisionnelle (tableau 4, série A). De même, on observe un effet significatif des normes de genre légitimant la violence sur l'ensemble des variables spécifiques liées à l'autonomie décisionnelle des femmes. Cet effet est moins important sur l'autonomie dans la prise de décision concernant les achats de la maison que sur celle concernant la santé ou la visite aux membres de la famille (tableau 4, série B).

Les effets du niveau d'instruction et du statut socioéconomique contextuel offrent un portrait contrasté sur l'autonomie décisionnelle des

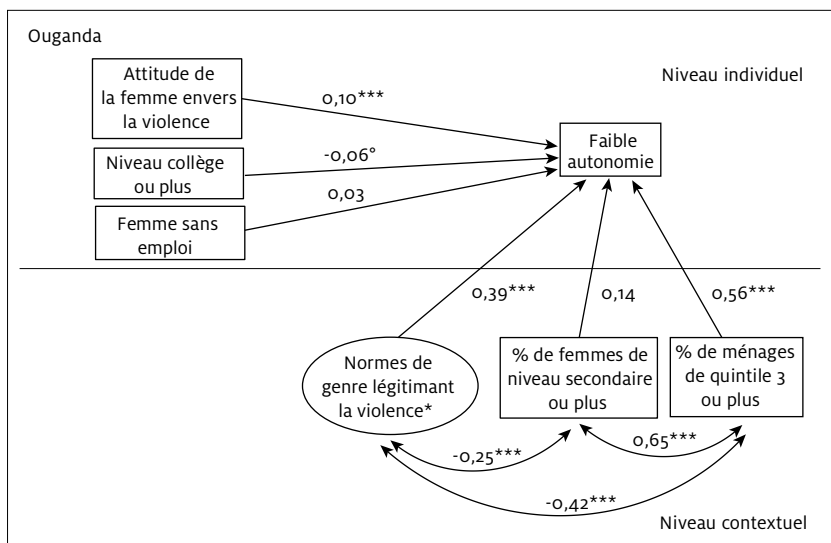
femmes au Kenya. On observe ainsi (figure 2) qu'une augmentation d'un écart-type de la proportion, dans son milieu, des femmes de 20 ans ayant au moins un niveau d'instruction secondaire est associée à une augmentation de 49 % (exponentiel de 0,40) des risques pour une femme d'avoir une faible autonomie décisionnelle (par rapport à une forte autonomie décisionnelle). À l'opposé, le fait de vivre dans un milieu où une grande proportion de ménages est de quintile de revenu 3 ou plus réduit les risques d'avoir une faible autonomie. Les femmes qui vivent dans un milieu de ce type ont en moyenne 40 % (exponentiel de -0,48) moins de risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle. Au niveau individuel, on note que le niveau d'instruction n'est pas associé à l'autonomie décisionnelle des femmes, alors qu'une femme sans emploi a plus de chance d'avoir une faible autonomie. De même, les femmes qui ont une attitude favorable envers la violence ont plus de risque d'avoir une faible autonomie que les femmes qui ont une attitude peu favorable envers la violence.

Déterminants de l'autonomie décisionnelle des femmes en Ouganda

Les résultats des modèles de régression synthétisés à la figure 3 montrent que les femmes qui vivent dans un environnement où la variable concernant les normes de genre légitimant la violence envers les femmes s'accroît d'un écart-type ont en moyenne 48 % plus de risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle. D'autres résultats basés sur d'autres comparaisons de groupes (absence d'autonomie décisionnelle par rapport à forte autonomie décisionnelle) ou sur les mesures spécifiques de l'autonomie décisionnelle présentées dans le tableau 4 confirment ces résultats, même si l'ampleur des effets est plus faible. On note toutefois que la variable latente contextuelle des normes n'a pas d'effet significatif sur l'autonomie de prise de décision sur les achats quotidiens de la maison.

En ce qui concerne les deux autres variables contextuelles de la figure 3, celle relative au niveau d'instruction n'est pas statistiquement associée à l'autonomie décisionnelle des femmes. Cependant, les femmes qui vivent dans une communauté où une grande proportion de ménages possède un statut socioéconomique élevé ont, à contrario, une forte chance d'être de faible autonomie décisionnelle. Concrètement, une augmentation d'un écart-type de cette variable s'accompagne d'une augmentation de 75 % (exponentiel de 0,56) des chances pour une femme de ce milieu d'être de faible autonomie décisionnelle. Le niveau d'instruction individuel est associé de façon marginale à l'autonomie décisionnelle des femmes en ce sens que celles de niveau secondaire ou plus ont moins de risque d'avoir

FIGURE 3 Effets standardisés des variables individuelles et contextuelles sur la faible autonomie décisionnelle en Ouganda, modèle d'équations structurelles multiniveaux



Significativité : *sign. à 5 % ; **sign. à 1 % ; ***sign. à 0,1 %.

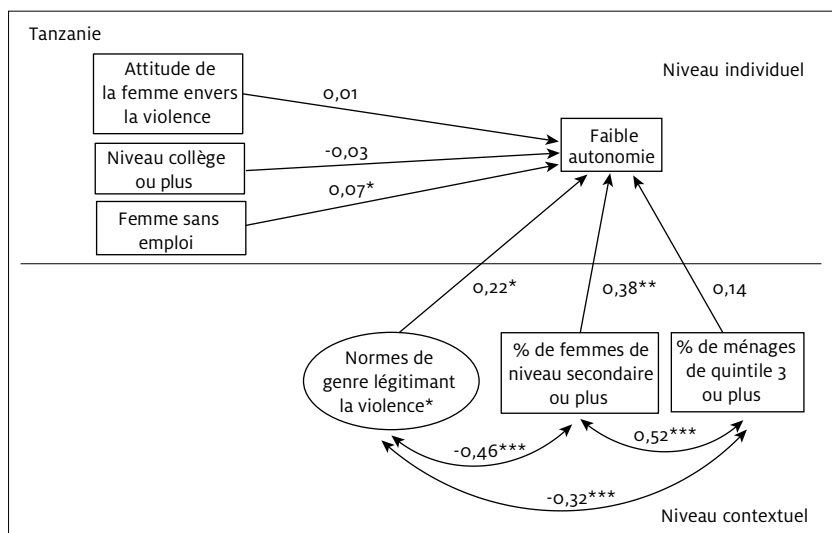
une faible autonomie décisionnelle. En revanche, le type d'emploi n'influence pas statistiquement l'autonomie de la femme. Enfin, les femmes ayant une attitude favorable à la violence envers les femmes sont aussi celles qui bénéficient d'une plus faible autonomie décisionnelle au sein de leur ménage.

DÉTERMINANTS DE L'AUTONOMIE DÉCISIONNELLE DES FEMMES EN TANZANIE

L'analyse multivariée montre à l'instar des autres pays que la mesure latente des normes de genre légitimant la violence envers les femmes a une influence positive et significative sur l'autonomie décisionnelle des femmes (figure 4).

Il ressort ainsi qu'une femme qui vit dans un milieu où la variable latente des normes de genre liées à la violence augmente d'un écart-type a en moyenne 25 % (exponentiel de 0,22) plus de risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle. D'après les résultats des analyses complémentaires présentés dans le tableau 4, on note que cet effet est cependant nettement plus important et de l'ordre de ce qu'on observe dans les autres pays

FIGURE 4 Effets standardisés des variables individuelles et contextuelles sur la faible autonomie décisionnelle en Tanzanie, modèle d'équations structurelles multiniveaux



Significativité : *sign. à 5% ; **sign. à 1% ; ***sign. à 0,1%.

si nous comparons les femmes qui n'interviennent dans aucune décision de leur ménage (absence d'autonomie décisionnelle) aux femmes à forte autonomie décisionnelle. Ces résultats montrent en outre que les normes de genres légitimant la violence envers les femmes sont significativement associées à l'autonomie de prise de décision liée aux soins de santé de la femme, aux achats importants et à la visite aux amis ou aux membres de la famille. L'effet sur la prise de décision concernant les achats quotidiens est plus faible et marginalement significatif (tableau 4, série B).

Par ailleurs, nous constatons que les femmes qui vivent dans un milieu où une forte proportion a un niveau d'instruction secondaire ou plus sont plus susceptibles d'avoir une faible autonomie que les femmes qui vivent dans un milieu où le niveau d'instruction contextuel est plus faible. En moyenne, une augmentation d'un écart-type de cette variable est associée à une augmentation de 46 % (exponentiel de 0,38) des risques d'avoir une faible autonomie décisionnelle. On ne note pas, par contre, d'effet significatif du niveau de statut socioéconomique contextuel sur l'autonomie décisionnelle des femmes en Tanzanie.

Enfin, de toutes les autres variables contextuelles présentes dans les analyses (tableau 1, série B), aucune n'a d'influence significative sur l'autonomie décisionnelle des femmes dans aucun pays, à l'exception

des normes entourant la contraception en Tanzanie. Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent ainsi qu'une augmentation d'un écart-type de la proportion des femmes qui ne recourent pas à la contraception dans ce pays est associée à une augmentation de 51 % (exponentiel de 0,41) des risques pour une femme d'être de faible autonomie décisionnelle. Au niveau individuel, on observe que ni le niveau d'instruction des femmes, ni leur attitude envers la violence n'a d'effet sur l'autonomie décisionnelle des femmes, alors que leur type d'emploi l'influence significativement.

DISCUSSION ET CONCLUSION

Cette étude visait à révéler les déterminants individuels et contextuels de l'autonomie décisionnelle des femmes dans le contexte de quatre pays d'Afrique subsaharienne. Dans cette optique, nous avons examiné plus spécifiquement, en recourant au modèle d'équations structurelles multi-niveaux, l'influence des normes de genre légitimant la violence envers les femmes au niveau contextuel et le type d'emploi et le niveau d'instruction des femmes au niveau individuel. Cette modélisation est appropriée car ces normes ne sont pas directement mesurables, mais perceptibles à travers un certain nombre de variables observées (Chakrabarti et Biswas, 2012).

Nos résultats ont montré que la mesure latente des normes de genre légitimant la violence envers les femmes offre une solide validité interne et de bons indices d'ajustement. Ces résultats confirment les travaux de Agarwala et Lynch (2006) et de Rani (2004) et témoignent de la pertinence des questions posées sur l'attitude des femmes à cerner les normes de genre au niveau contextuel.

Nous avons constaté par ailleurs que ces normes ont une influence significative sur l'autonomie des femmes dans les quatre pays étudiés. Nous avons pu montrer qu'une augmentation d'un écart-type de cette variable contextuelle est associée à un accroissement des risques pour une femme d'avoir une faible autonomie décisionnelle (par rapport à une forte autonomie décisionnelle) de 54 % au Ghana, de 45 % au Kenya, de 48 % en Ouganda et de 25 % en Tanzanie. La variation des effets entre pays est moins importante si on compare les femmes qui n'interviennent dans aucune décision au sein de leur ménage (absence d'autonomie) aux femmes à forte autonomie décisionnelle. Cette influence négative des normes de genre est observée aussi par Koenig et ses collaborateurs (2006) sur l'exercice de la violence physique envers les femmes en Inde, et par

Adjiwanou et LeGrand (2014) sur le recours à l'accouchement assisté au Ghana.

L'influence des normes légitimant la violence est plus importante sur l'autonomie de mouvement (visite aux amis et à la famille) et sur la prise de décision concernant les soins de santé que sur la prise de décision économique, montrant ainsi le contrôle excessif des hommes aux déplacements de leur femme (Amoakohene, 2004 ; Bawah, Akweongo, Simmons et Phillips, 1999). Une étude de Porter (2011) dans plusieurs pays d'Afrique subsaharienne a décrit la manière dont le système patriarcal limite le déplacement des femmes en l'associant à la promiscuité sexuelle et comment cela peut déboucher sur l'exercice de la violence envers elles. De même, Bawah et ses collaborateurs (1999) témoignent de la suspicion qui entoure les femmes au Ghana quand elles utilisent les services de santé.

Les effets des autres déterminants contextuels, notamment du niveau d'instruction et du statut socioéconomique contextuels, non seulement ne présentent pas les mêmes similitudes entre les pays, mais en plus vont le plus souvent dans le sens contraire de celui escompté. Nous avons ainsi constaté au Kenya et en Tanzanie que les femmes qui vivent dans un environnement où le niveau d'instruction est élevé ont plus de risque d'avoir une faible autonomie décisionnelle. Les mêmes résultats sont obtenus en Ouganda pour les femmes qui vivent dans un environnement socioéconomique favorisé. Par contre, au Kenya, il va plutôt dans le sens d'un renforcement de l'autonomie décisionnelle des femmes. Ces résultats doivent cependant être complétés par l'association négative entre ces variables contextuelles et celle relative aux normes légitimant la violence envers les femmes. Nos résultats ont montré en effet une corrélation négative des normes de genre avec le statut socioéconomique et le niveau d'instruction contextuel, rejoignant ainsi les propos de Kritz et Makinwa-Adebusoye (1999) qui estiment que les normes socioculturelles négatives à l'autonomie des femmes persistent difficilement dans un environnement offrant des infrastructures éducatives et des opportunités d'emploi extérieur pour les femmes.

Le niveau d'instruction et le type d'emploi des femmes ont des influences diverses dans les quatre pays. Ces deux variables sont significativement associées à l'autonomie décisionnelle des femmes au Ghana, alors qu'elles sont non significatives en Tanzanie. Dans les deux autres pays, seule l'une de ces deux variables influence significativement l'autonomie décisionnelle des femmes (instruction au Kenya et emploi en Ouganda). Ces résultats corroborent ainsi les travaux de Heaton, Huntsman et Flake (2005) en montrant que le niveau d'instruction et l'emploi ne constituent

pas forcément de bonnes variables (*proxy*) pour mesurer l'autonomie des femmes. Ces résultats peuvent aussi s'expliquer par le lien entre le niveau d'instruction des femmes et les opportunités d'emploi, notamment dans le secteur formel, offertes dans chaque pays. Nous pensons que là où les opportunités sont grandes, les femmes vont acquérir davantage de potentialité de discussion, ce qui se reflètera dans leur couple. Par ailleurs, il est possible que les différences observées dépendent aussi des différences dans le système éducatif de chaque pays, qui ne sont pas captées dans les enquêtes EDS. De ce fait, des études plus spécifiques sont nécessaires pour mieux appréhender l'effet de l'instruction sur l'autonomie des femmes et ses mécanismes sous-jacents.

Cette étude apporte une contribution substantielle à la connaissance des facteurs à l'œuvre dans l'épanouissement de l'autonomie décisionnelle des femmes sur le continent. Elle demeure toutefois encore partielle car les défis de conceptualisation et de mesure de l'autonomie et des normes de genre sont élevés (Malhotra et Schuler, 2005). Cette étude s'est limitée à l'autonomie décisionnelle des femmes à partir des enquêtes EDS, qui sont elles-mêmes limitatives à bien des égards (Schatz et Williams, 2012). En effet, les questions sur l'autonomie décisionnelle des femmes sont basées sur des expériences en Asie et peuvent ne pas refléter la situation des pays d'Afrique. Par exemple, il est prouvé que les femmes en Afrique subsahariennes ne sont pas limitées dans leurs déplacements et jouissent d'une plus grande liberté civile (Heckert et Fabic, 2013 ; OCDE, 2010).

En ce qui concerne les questions sur la violence, il est possible que la perception des femmes envers la violence dépende aussi de leur niveau d'autonomie (Eswaran et Malhotra, 2011). Toutefois, le fait que les normes soient mesurées au niveau contextuel réduit les biais éventuels d'estimation, d'autant que l'influence des normes persiste malgré la prise en compte de l'attitude des femmes dans les analyses. Par ailleurs, cette variable possède une signification claire et concrète à cause de l'utilisation des modèles d'équations structurelles avec variables latentes. Cependant, nous ne pouvons pas dire la même chose des autres variables contextuelles obtenues par simple agrégation des variables mesurées au niveau individuel. Par exemple, la proportion de femmes qui recourent à la contraception dans un milieu nous renseigne sur le niveau d'acceptation de nouvelles idées dans une communauté (Stephenson et collab., 2006) et sur les normes de fécondité dans cette communauté (Lalou et LeGrand, 1997), mais aussi tout simplement sur la disponibilité des services. Des effets significatifs observés à propos de cette variable dans différents contextes ne nous renseignent donc pas forcément sur les mécanismes à l'œuvre. Enfin,

cette étude a porté sur les femmes ayant eu au moins un enfant né vivant, car les conséquences d'une faible autonomie sur leur santé et leur bien-être peuvent aussi affecter leurs enfants. Les conclusions de cette étude ne devraient donc pas être extrapolées au-delà de ce groupe.

Des implications sur le plan à la fois de la méthodologie et des politiques publiques peuvent être formulées à l'issue de cette recherche. Sur le plan méthodologique, le recours à des modélisations par variables latentes offre des perspectives intéressantes pour mesurer les variables contextuelles de manière plus cohérente (Lüdtke et collab., 2007 ; Sampson, 2003). Le recours à de simples agrégations n'est pas suffisant pour cerner réellement l'environnement social et physique dans lequel la femme évolue et ne permet pas de statuer sur la signification d'une telle mesure dans des contextes différents. Les simples agrégations ne permettent pas non plus de se prononcer sur la validité des variables contextuelles. L'utilisation de l'information fournie par les enquêtés sur leur environnement à travers la modélisation par équations structurelles nous permet à juste titre de mieux appréhender cet environnement. En matière de politiques publiques, les résultats de notre étude montrent que les politiques de renforcement de l'autonomie des femmes s'attaquant à leur statut socioéconomique ne sont pas suffisantes et qu'elles doivent s'accompagner également d'actions qui limitent le rôle et l'importance des normes sociales et de genre négatives (Balk 1997 ; Heaton, Huntsman et Flake, 2005 ; Jütting et Morrisson, 2005 ; Uphoff, 2005).

ANNEXE

Remarques sur les indices d'ajustements de l'analyse factorielle confirmatoire

Plusieurs indices d'ajustement sont définis pour aider le chercheur à valider son modèle de mesure (analyse factorielle confirmatoire). Ils sont en majorité basés sur le test du chi-carré. Ces indices sont globalement de trois types : les indices d'ajustement global, les indices pour l'ajustement parcimonieux et les indices pour l'ajustement comparatif (Brown, 2006). Les deux premiers types d'indice portent sur l'écart entre les corrélations issues de la population et les corrélations estimées par le modèle, alors que les tests comparatifs comparent le modèle postulé et le modèle indépendant.

Le calcul du chi-carré (χ^2) fait partie des indices d'ajustement global. Cette mesure statistique est définie par la formule $\chi^2 = F_{ML} (N - 1)$ et vérifiée sur l'hypothèse nulle $S = \Sigma$, S étant la matrice de corrélation du modèle postulé par l'analyse factorielle confirmatoire qu'on souhaite « le plus près possible » de la matrice de corrélation de l'échantillon Σ . Contrairement à la règle générale en régression, dans le cas des analyses factorielles confirmatoires, le rejet de l'hypothèse nulle n'est pas souhaitable. Autrement dit, le test doit être non significatif. Cependant, comme tout test basé sur le χ^2 , il est affecté par la taille de l'échantillon et par la non-normalité des indicateurs. D'autres statistiques vont donc lui être ajoutées ou préférées.

La mesure statistique la plus couramment utilisée pour l'ajustement parcimonieux est le RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), qui applique une fonction de pénalité pour les modèles moins parcimonieux. Il est estimé par la formule $RMSEA = \sqrt{d/df}$ et, $d = \chi^2 - \frac{df}{N-1}$. Un RMSEA nul indique un ajustement parfait. Le modèle de mesure sera accepté si le RMSEA est le plus proche possible de 0.

Enfin, le dernier groupe d'indice d'ajustement compare le modèle estimé avec un modèle nul où la matrice de corrélation est nulle. Il rassemble deux statistiques usuelles, le CFI (Comparative Fit Index) et le TLI (Tucker-Lewis Index). Ces deux statistiques s'obtiennent par les formules

$$CFI = 1 - \max[(\chi_{NC}^2 - df_{NC}), 0] / \max[(\chi_{NC}^2 - df_{NC}), (\chi_B^2 - df_B), 0]$$

$$TLI = [(\chi_B^2/df_B) - (\chi_{NC}^2/df_{NC})] / [(\chi_B^2/df_B) - 1]$$

où χ_{NC}^2 est le χ^2 du modèle non contraint (le modèle à l'étude) et df_{NC} son degré de liberté. χ_B^2 et df_B forment leur contrepartie pour le modèle de base (modèle contraint).

La validation de ces indicateurs, à part ceux de l'ajustement global, concerne le niveau du seuil à accepter. On retiendra le plus souvent une valeur inférieure à 0,06 pour le RMSEA et une valeur supérieure à 0,95 pour les deux autres statistiques, le CFI et le TLI (Brown, 2006).

TABLEAU A1 Statistiques descriptives de l'échantillon au Ghana (2003), au Kenya (2003), en Ouganda (2006) et en Tanzanie (2004-2005)

| Variables | Ghana ^a | Kenya ^a | Ouganda ^a | Tanzanie ^a |
|---|--------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|
| VARIABLES DÉPENDANTES | | | | |
| Indice d'autonomie | | | | |
| Absence d'autonomie décisionnelle | 0,237 (0,016) | 0,257 (0,013) | 0,201 (0,012) | 0,242 (0,014) |
| Faible autonomie décisionnelle | 0,301 (0,019) | 0,380 (0,012) | 0,276 (0,011) | 0,386 (0,013) |
| Forte autonomie décisionnelle | 0,462 (0,024) | 0,362 (0,013) | 0,523 (0,015) | 0,372 (0,014) |
| Prise de décision personnelle de la femme | | | | |
| Décision seule ou conjointe sur sa santé | 0,566 (0,020) | 0,516 (0,017) | 0,596 (0,014) | 0,593 (0,018) |
| Achats importants | | | | |
| Décision seule ou conjointe sur les achats importants | 0,477 (0,022) | 0,317 (0,012) | 0,498 (0,015) | 0,340 (0,014) |
| Achats quotidiens | | | | |
| Décision seule ou conjointe sur les achats quotidiens | 0,578 (0,021) | 0,528 (0,013) | 0,639 (0,015) | 0,467 (0,015) |
| Autonomie de mouvement | | | | |
| Décision seule ou conjointe sur la visite aux amis ou aux membres de la famille | 0,574 (0,022) | 0,520 (0,014) | 0,615 (0,016) | 0,507 (0,015) |
| VARIABLES INDÉPENDANTES | | | | |
| Caractéristiques personnelles de la femme | | | | |
| Âge de la femme à l'enquête (réf. : 15-19 ans) | 0,050 (0,006) | 0,084 (0,006) | 0,059 (0,004) | 0,075 (0,005) |
| 20-29 ans | 0,427 (0,013) | 0,519 (0,011) | 0,492 (0,009) | 0,506 (0,009) |
| 30-39 ans | 0,380 (0,014) | 0,306 (0,010) | 0,349 (0,009) | 0,321 (0,008) |
| 40-49 ans | 0,144 (0,009) | 0,091 (0,006) | 0,100 (0,005) | 0,099 (0,006) |
| Vit avec un partenaire | 0,896 (0,009) | 0,832 (0,009) | | 0,866 (0,008) |

TABLEAU A1 (Suite)

| Variables | Ghana ^a | Kenya ^a | Ouganda ^a | Tanzanie ^a |
|---|--------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|
| Nombre d'enfants en vie avant le dernier (réf. : 0) | 0,225 (0,011) | 0,238 (0,010) | 0,143 (0,007) | 0,225 (0,008) |
| 1 ou 2 | 0,344 (0,013) | 0,359 (0,010) | 0,317 (0,009) | 0,372 (0,009) |
| 3 ou 4 | 0,248 (0,011) | 0,223 (0,008) | 0,263 (0,008) | 0,223 (0,007) |
| 5 ou plus | 0,184 (0,011) | 0,180 (0,009) | 0,277 (0,009) | 0,180 (0,009) |
| Relation avec le chef de ménage (CM) (réf. CM) | 0,142 (0,012) | 0,195 (0,010) | 0,136 (0,009) | 0,110 (0,008) |
| Femme du CM | 0,675 (0,017) | 0,602 (0,013) | 0,793 (0,010) | 0,656 (0,013) |
| Autres | 0,184 (0,013) | 0,202 (0,011) | 0,071 (0,007) | 0,233 (0,014) |
| Ménage polygame | 0,333 (0,015) | 0,303 (0,012) | 0,287 (0,010) | 0,345 (0,011) |
| Religion (réf. : catholique) | 0,285 (0,017) | 0,249 (0,017) | 0,451 (0,016) | 0,289 (0,019) |
| Autre chrétien | 0,406 (0,021) | 0,645 (0,020) | 0,343 (0,013) | 0,304 (0,020) |
| Musulman | 0,170 (0,021) | 0,106 (0,015) | 0,098 (0,010) | 0,230 (0,021) |
| Autre | 0,139 (0,016) | | 0,107 (0,008) | 0,177 (0,025) |
| Fréquence d'écoute de la radio (réf. : jamais) | 0,186 (0,016) | 0,191 (0,014) | 0,213 (0,010) | 0,310 (0,014) |
| Quelques fois | 0,400 (0,016) | 0,253 (0,011) | 0,278 (0,009) | 0,344 (0,010) |
| Chaque jour | 0,414 (0,018) | 0,556 (0,015) | 0,509 (0,015) | 0,346 (0,013) |
| STATUT DE LA FEMME | | | | |
| Instruction (réf. : aucune instruction) | 0,469 (0,025) | 0,146 (0,017) | 0,250 (0,013) | 0,288 (0,017) |
| Primaire | 0,238 (0,014) | 0,667 (0,016) | 0,650 (0,012) | 0,690 (0,016) |
| Secondaire ou plus | 0,293 (0,018) | 0,187 (0,013) | 0,099 (0,007) | 0,022 (0,003) |

^a L'erreur standard linéarisée est indiquée entre parenthèses.

TABLEAU A1 (Suite)

| Variables | Ghana ^a | Kenya ^a | Ouganda ^a | Tanzanie ^a |
|--|--------------------|--------------------|----------------------|-----------------------|
| Emploi (réf. : agriculture) | 0,577 (0,020) | 0,450 (0,020) | 0,830 (0,014) | 0,885 (0,012) |
| Ventes et services | 0,211 (0,014) | 0,167 (0,010) | 0,075 (0,007) | 0,012 (0,002) |
| Autres | 0,124 (0,010) | 0,064 (0,006) | 0,043 (0,004) | 0,048 (0,007) |
| Sans emploi | 0,089 (0,009) | 0,318 (0,019) | 0,052 (0,007) | 0,055 (0,006) |
| Caractéristiques du conjoint et du ménage | | | | |
| Instruction du conjoint (réf. : primaire ou moins) | 0,461 (0,026) | | | |
| Niveau intermédiaire | 0,347 (0,020) | | | |
| Secondaire ou plus | 0,102 (0,010) | | | |
| Autres : ne sait pas ou pas de partenaire | 0,090 (0,009) | | | |
| (réf : aucune instruction) | | 0,107 (0,014) | 0,114 (0,007) | 0,194 (0,018) |
| Primaire | | 0,513 (0,016) | 0,657 (0,011) | 0,706 (0,016) |
| Secondaire ou plus | | 0,287 (0,014) | 0,228 (0,011) | 0,049 (0,005) |
| Autres : ne sait pas ou pas de partenaire | | 0,093 (0,008) | | 0,051 (0,005) |
| Emploi du conjoint (réf. : agriculture ou sans emploi) | 0,727 (0,018) | 0,491 (0,016) | 0,685 (0,013) | 0,861 (0,012) |
| Ventes ou services | 0,105 (0,010) | 0,246 (0,011) | 0,172 (0,009) | 0,047 (0,005) |
| Manuel qualifié | 0,168 (0,014) | 0,262 (0,014) | 0,143 (0,009) | 0,093 (0,009) |
| Statut socioéconomique (réf. : très faible) | 0,367 (0,023) | 0,258 (0,018) | 0,245 (0,016) | 0,256 (0,015) |
| Faible | 0,309 (0,019) | 0,256 (0,013) | 0,252 (0,012) | 0,257 (0,012) |
| Moyen | 0,324 (0,023) | 0,233 (0,013) | 0,217 (0,011) | 0,239 (0,012) |
| Élevé ou très élevé | | 0,253 (0,019) | 0,286 (0,016) | 0,248 (0,017) |
| N | 1 814 | 2 662 | 3 529 | 4 223 |

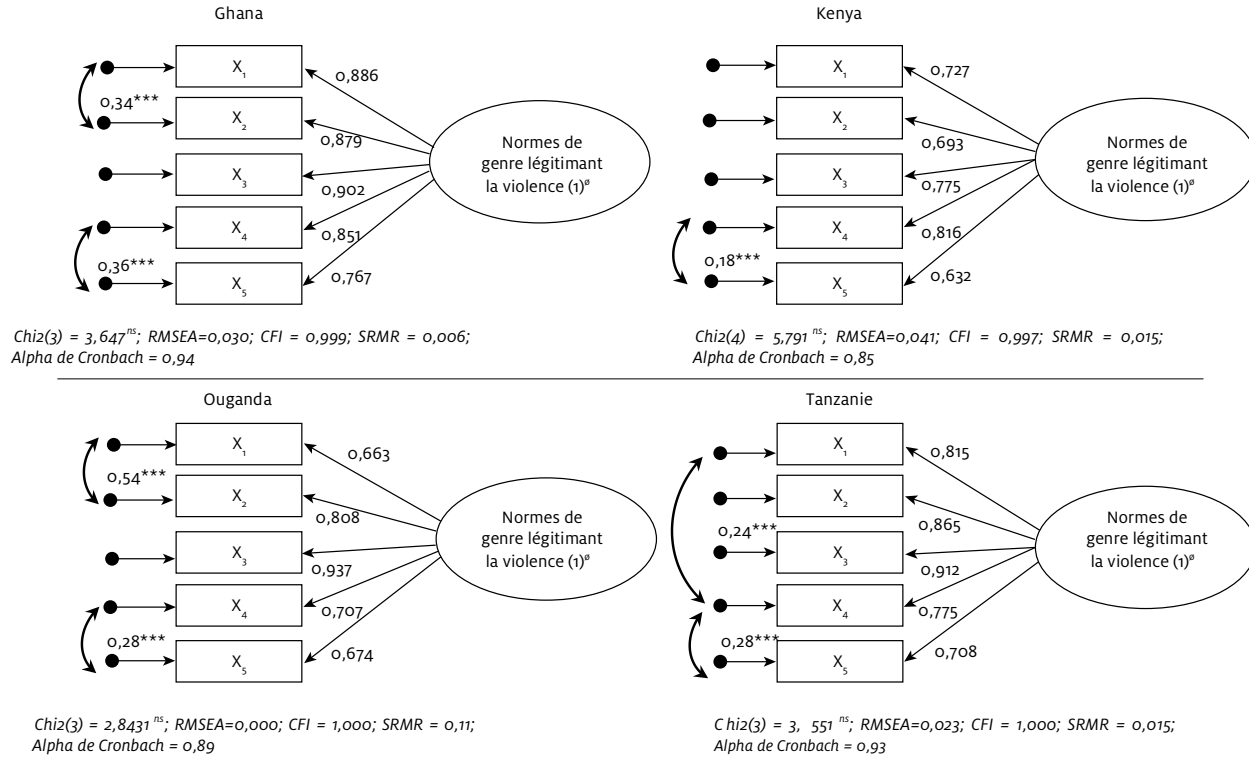
^a L'erreur standard linéarisée est indiquée entre parenthèses.

TABLEAU A2 Modèle de mesure des normes de genre retenu dans chaque pays et leur indice d'ajustement

| Normes de genre par | Ghana | | | Kenya | | | Ouganda | | | Tanzanie | | |
|---|--------------|--------------------------|----------------|--------------|-------------|----------------|--------------|-------------|----------------|--------------|-------------|----------------|
| | B | (β) [*] | R ² | B | (β) | R ² | B | (β) | R ² | B | (β) | R ² |
| Proportion | | | | | | | | | | | | |
| X1. Sortir sans permission | 1,000 | (0,886) | 0,784 | 1,000 | (0,727) | 0,528 | 1,000 | (0,663) | 0,440 | 1,000 | (,903) | 0,815 |
| X2. Négliger les enfants | 1,075 | (0,879) | 0,772 | 0,761 | (0,693) | 0,480 | 1,334 | (0,808) | 0,652 | 1,218 | (,930) | 0,865 |
| X3. Argumenter avec le conjoint | 0,999 | (0,902) | 0,814 | 1,112 | (0,775) | 0,601 | 1,685 | (0,937) | 0,878 | 1,202 | (,955) | 0,912 |
| X4. Refuser des rapports sexuels | 0,809 | (0,851) | 0,725 | 1,049 | (0,816) | 0,665 | 0,915 | (0,707) | 0,500 | 0,765 | (,775) | 0,600 |
| X5. Laisser brûler la nourriture | 0,687 | (0,767) | 0,589 | 0,602 | (0,632) | 0,400 | 0,893 | (0,674) | 0,454 | 0,574 | (,708) | 0,501 |
| Corrélations entre les termes d'erreur | | | | | | | | | | | | |
| X1 et X2 | 0,004 | (0,341) | | | | | 0,009 | (0,543) | | | | |
| X4 et X5 | 0,004 | (0,360) | | 0,003 | (0,18) | | 0,004 | (0,281) | | 0,003 | (0,276) | |
| X1 et X4 | | | | | | | | | | 0,002 | (0,241) | |
| Variance de NORME | 0,042 | (1) | | 0,020 | (1) | | 0,015 | (1) | | 0,028 | (1) | |
| Indice d'ajustement | | | | | | | | | | | | |
| Chi2 | | 3,647 | | | 5,791 | | | 2,843 | | | 3,551 | |
| Ddl | | 3 | | | 4 | | | 3 | | | 3 | |
| RMSEA | | 0,030 | | | 0,041 | | | 0,000 | | | 0,023 | |
| CFI | | 0,999 | | | 0,997 | | | 1,000 | | | 1,000 | |
| SRMR | | 0,006 | | | 0,015 | | | 0,011 | | | 0,005 | |
| Alpha de Cronbach | | 0,94 | | | 0,85 | | | 0,89 | | | 0,93 | |

B = coefficients non standardisés; β = coefficients standardisés; R² = R carré de l'effet de la variable latente sur l'item ou communauté (communality), B et β sont significatives à 0,1% (référence en gras).

FIGURE A1 Modèle de mesure des normes de genre légitimant la violence contre les femmes dans les quatre pays, effets standardisés de l'analyse factorielle confirmatoire



BIBLIOGRAPHIE

- ACHARYA, D., J. BELL, P. SIMKHADA, E. VAN TEIJLINGEN et P. REGMI. 2010. « Women's autonomy in household decision-making : a demographic study in Nepal », *Reproductive Health*, 7, 1 : 15.
- ADJIWANOU, V. 2013. *Contexte de genre, autonomie de la femme et utilisation des services de santé maternelle en milieu rural africain : Analyse par modèles d'équations structurelles*. Montréal, Université de Montréal.
- ADJIWANOU, V. et T. LEGRAND. 2014. « Gender inequality and the use of maternal healthcare services in rural sub-Saharan Africa », *Health and Place*, 29, 0 : 67-78.
- AGARWALA, R. et S. M. LYNCH. 2006. « Refining the Measurement of Women's Autonomy : An International Application of a Multi-dimensional Construct », *Social Forces*, 84, 4 : 2077-2098.
- AHMED, S., A. A. CREANGA, D. G. GILLESPIE et A. ONG TSUI. 2010. « Economic Status, Education and Empowerment : Implications for Maternal Health service Utilization in Developing Countries », *PLoS ONE*, 5, 6 : e11190.
- ALLENDRORF, K. 2012. « Women's Agency and the Quality of Family Relationships in India », *Population Research and Policy Review*, 31, 2 : 187-206.
- AMOAKOHEHE, M. I. 2004. « Violence against Women in Ghana : a Look at Women's Perceptions and Review of Policy and Social Responses », *Social Science and Medicine*, 59, 11 : 2373-2385.
- ANDERSON, S. et M. ESWARAN. 2009. « What determines female autonomy ? Evidence from Bangladesh », *Journal of Development Economics*, 90, 2 : 179-191.
- BALK, D. 1997. « Defying Gender Norms in Rural Bangladesh : A Social Demographic Analysis », *Population studies*, 51, 2 : 153-172.
- BAWAH, A. A., P. AKWEONGO, R. SIMMONS et J. F. PHILLIPS. 1999. « Women's fears and men's anxieties : the impact of family planning on gender relations in Northern Ghana », *Studies in Family Planning*, 30, 1 : 54-66.
- BEHRMAN, J. R., H.-P. KOHLER et S. C. WATKINS. 2002. « Social networks and changes in contraceptives use over time : Evidence from a longitudinal study in rural Kenya », *Demography*, 39, 4 : 713-738.
- BELL, D. C. et M. L. COX. 2009. « Testing Social Norms and Normative Theories ». Paper presented at the Construction and Research Methodology Workshop, National Conference on Family Relations, San Francisco.
- BLANC, A. K. 2001. « The Effect of Power in Sexual Relationships on Sexual and Reproductive Health : An Examination of the Evidence », *Studies in Family Planning*, 32, 3 : 189-213.
- BLOOM, S., D. WYPIJ et M. DAS GUPTA. 2001. « Dimensions of Women's Autonomy and the Influence on maternal Health Care Utilization in a North Indian City », *Demography*, 38, 1 : 67-78.
- BOLLEN, K. A. (dir.). 1989. *Structural Equations with Latent Variables*. New York, Wiley Series in Probability and Mathematical Statistics.

- BONGAARTS, J. 2006. « The causes of stalling fertility transitions », *Studies in Family Planning*, 37, 1 : 1-16.
- BROWN, T. A. 2006. *Confirmatory Factor Analysis for Applied Research*. New York, Londres, The Guilford Press.
- CALDWELL, J. C. et P. CALDWELL. 1993. « Women's Position and Child Mortality and Morbidity in Less developed Countries », dans N. FEDERICI, K. O. MASON et S. SOGNER (dir.), *Women's Position and Demographic Change*, Oxford, Clarendon Press : 122-139.
- CALVÈS, A.-E. 2009. « "Empowerment" : généalogie d'un concept clé du discours contemporain sur le développement », *Revue Tiers Monde*, 200 : 735-749.
- CHAKRABARTI, S. et C. SHARMAB BISWAS. 2012. « An Exploratory Analysis of Women's Empowerment in India : A Structural Equation Modelling Approach », *The Journal of Development Studies*, 48, 1 : 164-180.
- CONNER, M. et P. NORMAN. 2005. « Predicting Health Behaviour : A Social Cognition Approach », dans M. CONNER et P. NORMAN (dir.), *Predicting Health Behaviour*, Berkshire (Royaume-Uni), Open University Press.
- DESAI, S. et K. JOHNSON. 2005. « Women's Decisionmaking and Child Health : Familial and Social Hierarchies », dans S. KISHOR (dir.), *A Focus on Gender : Collected Papers on Gender Using DHS Data*, Calverton (USA), ORC Macro : 55-68.
- DIXON-MUELLER, R. et A. GERMAIN. 2000. « Reproductive Health and the Demographic Imagination », dans H. B. PRESSER et G. SEN (dir.), *Women's Empowerment and Demographic Processes*, Oxford, University Press.
- DODOO, F. N.-A. et A. E. FROST. 2008. « Gender in African Population Research : The Fertility/Reproductive Health Example », *Annual Review of Sociology*, 34, 1 : 431-452.
- EGGERTSSON, T. 2001. « Norms in Economics, with Special Reference to Economic Development », dans M. HECHTER et K.-D. OPP (dir.), *Social Norms*, New York, Russel Sage Foundation : 76-104.
- ENTWISLE, B., K. FAUST, R. R. RINDFUSS et T. KANEDA. 2007. « Networks and Contexts : Variations in the Structures of Social Ties », *American Journal of Sociology*, 112, 5 : 1495-1533.
- ESWARAN, M. et N. MALHOTRA. 2011. « Domestic violence and women's autonomy in developing countries : theory and evidence / Violence conjugale et autonomie des femmes dans les pays en voie de développement : théorie et résultats », *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 44, 4 : 1222-1263.
- FONDS MONÉTAIRE INTERNATIONAL (FMI). 2005. *Regional Economic Outlook : Sub-Saharan Africa*. Washington, FMI.
- FOTSO, J.-C., A. EZEH et H. ESSENDI. 2009. « Maternal health in resource-poor urban settings : how does women's autonomy influence the utilization of obstetric care services? », *Reproductive Health*, 6, 1 : 9.

- GAGE, A. J. 1995. « Women's Socioeconomic Position and Contraceptive Behavior in Togo », *Studies in Family Planning*, 26, 5 : 264-277.
- GOTTFREDSON, N. C., A. T. PANTER, C. E. DAYE, W. F. ALLEN et L. F. WIGHTMAN. 2009. « The Effects of Educational Diversity in a National Sample of Law Students : Fitting Multilevel Latent Variable Models in Data With Categorical Indicators », *Multivariate Behavioral Research*, 44 : 305-331.
- HEATON, T. B., T. J. HUNTSMAN et D. F. FLAKE. 2005. « The Effects of Status on Women's Autonomy in Bolivia, Peru, and Nicaragua », *Population Research and Policy Review*, 24 : 283-300.
- HECKERT, J. et M. SHORT FABIC. 2013. « Improving Data Concerning Women's Empowerment in Sub-Saharan Africa », *Studies in Family Planning*, 44, 3 : 319-344.
- HORNE, C. 2001. « Sociological Perspectives on the Emergence of Social Norms », dans M. HECHTER et K.-D. OPP (dir.), *Social Norms*, New York, Russel Sage Foundation : 3-34.
- JEJEEBHOY, S. et Z. A. SATHAR. 2001. « Women's Autonomy in India and Pakistan : The Influence of Religion and Region », *Population and Development Review*, 27 : 687-712.
- JEJEEBHOY, S. J. 1995. *Women's Education, Autonomy and Reproductive Behavior : Experience from Developing Countries*. Oxford, Clarendon Press.
- JÜTTING, J. P. et C. MORRISSON. 2005. « Changing Social Institutions to Improve the Status of Women in Developing Countries », *Policy Brief*, 27.
- KABEER, N. 2001. « Reflections on the Measurement of Women's Empowerment », dans A. SISASK (dir.), *Discussing Women's Empowerment : Theory and Practice*, Stockholm, SIDA Swedish International Development Cooperation Agency.
- KALLGREN, C. A., R. R. RENO et R. B. CIALDINI. 2000. « A Focus Theory of Normative Conduct : When Norms Do and Do not Affect Behavior », *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 8 : 1002-1012.
- KAMIYA, Y. 2011. « Women's autonomy and reproductive health care utilisation : Empirical evidence from Tajikistan », *Health Policy*, 102, 2-3 : 304-313.
- KISHOR, S. et L. SUBAIYA. 2008. *Understanding Women's Empowerment : A Comparative Analysis of Demographic and Health Surveys (DHS) Data*. Calverton (USA), Macro International.
- KOENIG, M. A., R. STEPHENSON, A. SAIFUDDIN, S. J. JEJEEBHOY et J. CAMPBELL. 2006. « Individual and Contextual Determinants of Domestic Violence in North India », *American Journal of Public Health*, 96, 1.
- KRITZ, M. M. et P. MAKINWA-ADEBUSOYE. 1999. « Determinants of Women's Decision-Making Authority in Nigeria : The Ethnic Dimension », *Sociological Forum*, 14, 3 : 399-424.
- LALOU, R. et T. K. LEGRAND. 1997. « Child Mortality in the Urban and Rural Sahel », *Population : An English Selection*, 9 : 147-168.
- LÜDTKE, O., H. W. MARSH, A. ROBITZSCH, U. TRAUTWEIN, T. ASPAROUHOV et B. MUTHÉN. 2007. « The Multilevel Latent Covariate Model : A New, More

- Reliable Approach to Group-Level Effects in Contextual Studies », *Psychological Methods*, 13, 3 : 1-69.
- MALHOTRA, A. et S. R. SCHULER. 2005. « Measuring Women's Empowerment as a Variable in International Development », dans D. NARAYAN (dir.), *Measuring Empowerment : Cross-disciplinary Perspectives*, Washington, World Bank Publications : 71-88.
- MASON OPPENHEIM, K. 1986. « The Status of Women : Conceptual and Methodological Issues in Demographic Studies », *Sociological Forum*, 1, 2 : 284-300.
- MASON OPPENHEIM, K. 1987. « The Impact of Women's Social Position on Fertility in Developing Countries », *Sociological Forum*, 2, 4 : 718-745.
- MOHINDRA, K. S. et S. HADDAD. 2005. « Women's Interlaced Freedoms : A Framework Linking Microcredit Participation and Health », *Journal of Human Development*, 6, 3 : 353-374.
- MONTGOMERY, M. R. et P. C. HEWETT. 2005. « Urban Poverty and Health in Developing Countries : Household and Neighborhood Effects », *Demography*, 42, 3 : 397-425.
- MUMTAZ, Z. et S. SALWAY. 2005. « "I never go anywhere" : extricating the links between women's mobility and uptake of reproductive health services in Pakistan », *Social Science & Medecine*, 60, 8 : 1751-1765.
- MUTHÉN, L. et B. MUTHÉN (dir.). 1998-2010. *Mplus User's Guide. Sixth Edition*. Los Angeles, Muthén & Muthén.
- NAVIA, P. et T. D. ZWEIFEL. 2003. « Democracy, Dictatorship, and Infant Mortality Revisited », *Journal of Democracy*, 14, 3 : 90-103.
- NORMAN, P. et M. CONNER. 2005. « Predicting and Changing Health Behaviour : Future Directions », dans M. CONNER et P. NORMAN (dir.), *Predicting Health Behaviour : A Social Cognition Approach*, Berkshire (Angleterre), Open University Press.
- OBERMEYER MAKHLOUF, C. 1993. « Culture, Maternal Health Care, and Women's Status : A Comparison of Morocco and Tunisia », *Studies in Family Planning*, 24, 6 : 354-365.
- OCDE. 2010. *Atlas of Gender and Development : How Social Norms Affect Gender Equality in non-OECD Countries*. OECD Publishing. Consultable à la page : <<http://dx.doi.org/10.1787/9789264077478-en>>
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (OMS). 2004. *Global Monitoring and Evaluation, Proportion of Births Attended by Skilled Health Personnel : Global, Regional, and Subregional Estimates*. Genève, OMS.
- ORGANISATION MONDIALE DE LA SANTÉ (OMS). 2012. *Trends in Maternal Mortality : 1990 to 2010 — WHO, UNICEF, UNFPA and The World Bank Estimates*. Genève, OMS.
- PALLIKADAVATH, S., M. FOSS et W. R. STONES. 2004. « Antenatal Care : Provision and Inequality in Rural North India », *Social Science and Medecine*, 59 : 1147-1158.

- PORTER, G. 2011. « 'I think a woman who travels a lot is befriending other men and that's why she travels' : mobility constraints and their implications for rural women and girls in sub-Saharan Africa », *Gender, Place and Culture* 18, 1 : 65-81.
- RABE-HESKETH, S., A. SKRONDAL et X. ZHENG. 2006. « Multilevel Structural Equation Modeling », dans S. Y. LEE (dir.), *Handbook of Structural Equation Modeling*, Amsterdam, Elsevier.
- RAJARATNAM, J. K., J. R. MARCUS, A. D. FLAXMAN, H. WANG, A. LEVIN-RECTOR, L. DWYER, M. COSTA, A. D. LOPEZ et C. J. L. MURRAY. 2010. « Neonatal, post-neonatal, childhood, and under-5 mortality for 187 countries, 1970-2010 : a systematic analysis of progress towards Millennium Development Goal 4 », *Lancet*, 375, 9730 : 1988-2008.
- RANI, M., S. BONU et N. DIOP-SIDIBE. 2004. « An Empirical Investigation of Attitudes towards Wife-Beating among Men and Women in Seven Sub-Saharan African Countries », *African Journal of Reproductive Health*, 8, 3 : 116-136.
- SAMPSON, R. J. 2003. « Neighborhood-Level Context and Health : Lessons from Sociology », dans I. KAWACHI et L. F. BERKMAN (dir.), *Neighborhoods and Health*, New York, Oxford University Press.
- SCHATZ, E. et J. WILLIAMS. 2012. « Measuring gender and reproductive health in Africa using demographic and health surveys : the need for mixed-methods research », *Culture, Health and Sexuality*, 14, 7 : 811-826.
- SCHULTZ, W. P., J. M. NOLAN, R. B. CIALDINI, N. J. GOLDSTEIN et V. GRISKEVICIUS. 2007. « The Constructive, Destructive, and Reconstructive Power of Social Norms », *Psychological Science*, 18, 5 : 429-434.
- SEN, A. (dir.). 2000. *Development as Freedom*. New York, Anchor Books.
- STEPHENSON, R., A. BASCHIERI, S. CLEMENTS, M. HENNINK et N. MADISE. 2006. « Contextual influences on the use of health facilities for childbirth in Africa », *American Journal of Public Health*, 96, 1 : 84-93.
- UPHOFF, N. 2005. « Analytical Issues in Measuring Empowerment at the Community and Local Levels », dans D. NARAYAN (dir.), *Measuring Empowerment : Cross-Disciplinary Perspectives*, Washington, The World Bank.
- WESTOFF, C. F. 2012. *Unmet Need for Modern Contraceptive Methods. DHS Analytical Studies*, 28. Calverton (USA), ICF International.

ABSTRACT

Vissého ADJIWANOU and Thomas LEGRAND

Effects of gender norms, education and employment on the decision-making autonomy of women in Sub-saharan Africa

Since the ICPD conference in Cairo in 1994, women's autonomy has become a core element of the development agenda. This study examines the contextual level factors (especially the gender norms that legitimate violence against women), and the individual level factors (including education and employment status) in women's decision-making authority in four sub-Saharan African countries. Using multilevel structural equations modelling on DHS data from Ghana, Kenya, Tanzania and Uganda, we found good model fits in all four countries, confirmed by factor analysis, using a measure of gender norms based on the attitudes of women in the community towards domestic violence (specifically wife-beating). We found that one standard deviation of this contextual latent variable is associated with an increase of 54% in Ghana, 45% in Kenya, 48% in Uganda and 25% in Tanzania in the odds of a woman having low decision-making authority. Education and socio-economic status both at individual and contextual level did not show the same strong effect on women's decision-making authority. The results reinforce the need for more appropriate global policies to enhance women's autonomy in the sub-Saharan African context.