



HAL
open science

Transition de la fécondité à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi : une baisse identique à tous les âges, soutenue par un espacement de plus en plus long ?

Roch Millogo, Clémentine Rossier, Abdramane Bassiahi Soura

► To cite this version:

Roch Millogo, Clémentine Rossier, Abdramane Bassiahi Soura. Transition de la fécondité à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi : une baisse identique à tous les âges, soutenue par un espacement de plus en plus long ?. Géraldine Duthé; Aurélien Dasré; Binta Ndeye Diemé; Bruno Masquelier; Marc Pilon; Clémentine Rossier; Abdramane Bassiahi Soura; Madeleine Wayack Pambè; Richard Marcoux. Promouvoir et confronter les sources statistiques existantes pour répondre aux enjeux démographiques en Afrique subsaharienne, Sociétés africaines en mutation, Presses de l'Université du Québec, pp.163-189, 2024, Sociétés africaines en mutation, 978-2-7605-6055-0. hal-04715177

HAL Id: hal-04715177

<https://hal.science/hal-04715177v1>

Submitted on 30 Sep 2024

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

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



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - NoDerivatives 4.0 International License

PROMOUVOIR ET CONFRONTER LES SOURCES STATISTIQUES EXISTANTES POUR RÉPONDRE AUX ENJEUX DÉMOGRAPHIQUES EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE



PROMOUVOIR ET CONFRONTER LES SOURCES STATISTIQUES EXISTANTES POUR RÉPONDRE AUX ENJEUX DÉMOGRAPHIQUES EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

**GÉRALDINE DUTHÉ, AURÉLIEN DASRÉ, BINTA NDEYE DIEME,
RICHARD MARCOUX, BRUNO MASQUELIER, MARC PILON,
CLÉMENTINE ROSSIER, ABDRAMANE BASSIAHI SOURA et
MADELEINE WAYACK PAMBÈ**



Presses de l'Université du Québec

Catalogage avant publication de Bibliothèque et Archives nationales du Québec et Bibliothèque et Archives Canada

Titre: Promouvoir et confronter les sources statistiques existantes pour répondre aux enjeux démographiques en Afrique subsaharienne / Géraldine Duthé [et huit autres].

Noms: Duthé, Géraldine, auteur.

Collections: Collection Sociétés africaines en mutation.

Description: Mention de collection: Les sociétés africaines en mutation | Comprend des références bibliographiques.

Identifiants: Canadiana 20240007530 | ISBN 9782760560550 (PDF)

Vedettes-matière: RVM: Afrique subsaharienne—Population. | RVM: Afrique subsaharienne—Conditions sociales. | RVM: Analyse démographique.

Classification: LCC HB3661.D88 2024 | CDD 304.6096—dc23

Financé par le
gouvernement
du Canada

Funded by the
Government
of Canada

Canada

SODEC
Québec

Révision

Anne Fonteneau (Plurielles et Singulières)

Correction d'épreuves

Laurent Richard (ODSEF, Université Laval)

Conception graphique

Richard Hodgson et Michèle Blondeau

Image de couverture

iStock

Mise en page

Martine Cormier (Département de sociologie, Université Laval)

Dépôt légal : 2^e trimestre 2024

- › Bibliothèque et Archives nationales du Québec
- › Bibliothèque et Archives Canada

© 2024 – Presses de l'Université du Québec

Tous droits de reproduction, de traduction et d'adaptation réservés

Imprimé au Canada
N6055-1 [01]





CHAPITRE 7

TRANSITION DE LA FÉCONDITÉ À DAKAR, À OUAGADOUGOU ET À NAIROBI : UNE BAISSÉ IDENTIQUE À TOUS LES ÂGES, SOUTENUE PAR UN ESPACEMENT DE PLUS EN PLUS LONG ?

Roch Millogo¹ Clémentine Rossier² et Abdramane B. Soura³

RÉSUMÉ

Les modalités de la transition de la fécondité en Afrique sont fréquemment débattues : alors qu'ailleurs, les pratiques de limitation du nombre d'enfants ont eu un rôle majeur dans la baisse de la fécondité, certains auteurs estiment qu'en Afrique, cette transition s'opérera différemment. En examinant le cas de trois capitales africaines - Dakar, Ouagadougou et Nairobi - où la fécondité est d'environ 3 enfants par femme en 2010-2015, ce chapitre vise à tester la prédiction de Caldwell et al. (1992) selon laquelle la fécondité en Afrique baisserait de manière similaire à tous les âges grâce à l'adoption de contraceptifs modernes. Il vise aussi à vérifier l'hypothèse de la préférence pour un espacement des naissances plutôt qu'une limitation de celles-ci

- 1 Institut supérieur des sciences de la population (ISSP), Université Joseph KI-Zerbo, Burkina Faso
Ce chapitre a été rédigé au cours de la formation doctorale de Roch Millogo à l'Institut de démographie et de socioéconomie de la Faculté des sciences de la société de l'Université de Genève.
Correspondance : rnillogo@issp.bf
- 2 Institut de démographie et socioéconomie, Université de Genève, Suisse ; Institut national d'études démographiques (INED), France
- 3 Institut supérieur des sciences de la population (ISSP), Université Joseph KI-Zerbo, Burkina Faso

du fait d'une précarité économique générant pour les individus une forte incertitude pour l'avenir. Pour ce faire, nous mobilisons les données disponibles pour ces villes depuis le début des années 1970 et étudions les changements dans les comportements reproductifs. Pour ces trois villes, l'hypothèse de Caldwell se confirme avec une baisse de la fécondité caractérisée par des réductions similaires à tous les âges. Les intervalles entre les grossesses augmentent partout et chez toutes les femmes, mais ils sont plus marqués chez les « élites », les femmes les plus instruites et les plus riches. À Nairobi, cet espacement des naissances est le facteur qui a le plus contribué à la baisse de la fécondité entre 1978 et 2010 – devant le report de l'entrée en maternité et la limitation du nombre d'enfants. Ce n'est aussi qu'à Nairobi que la contraception a été la principale stratégie de maîtrise de la fécondité, et ce, à tout âge. À Dakar, le report de l'entrée en maternité est tout autant important que l'intervalle entre les naissances.

INTRODUCTION

En Afrique subsaharienne, la fécondité a commencé à baisser au cours des années 1980 : le nombre moyen d'enfants par femme est passé de 6,7 en 1980-1985 à 5,1 en 2010-2015 et à 4,7 en 2015-2019 (United Nations, 2015, 2019). Par ailleurs, la plupart des baisses nationales ont été précédées d'une hausse sur le continent (Hurault, 1987; Pison et al., 1995). Le niveau actuel de la fécondité reste très élevé en Afrique par rapport à l'Amérique latine et à l'Asie, où une femme avait en moyenne 2,3 enfants en 2015 (United Nations, 2015). L'essor de la scolarisation, la transformation des systèmes de production ainsi que la diffusion de normes de familles réduites et l'utilisation de méthodes de contrôle des naissances constituent les grands éléments qui sous-tendent les baisses historiques de la fécondité dans le monde (Notestein, 1953; Knodel, 1977). En Afrique, ces tendances sont largement cantonnées pour l'instant aux groupes sociaux privilégiés (femmes les plus riches, les plus éduquées et qui vivent en milieu urbain) (Kravdal, 2002; Bongaarts, 2003; Gurmu et Macer, 2008; Shapiro et Gebreselassie, 2009).

« L'universalité » des facteurs socio-économiques dans les baisses de la fécondité rend plus intéressante la question des variations de leurs modalités dans différentes régions, et même dans différents pays (Mason, 1997; Johnson-Hanks et al., 2011; Doyle, 2013), en raison des caractéristiques culturelles, technologiques ou institutionnelles propres à chaque contexte. Par ailleurs, certains auteurs préconisent d'accorder plus d'importance aux particularités des contextes qui peuvent être dissimulées dans les tendances générales (Mason, 1997; Johnson-Hanks et al., 2011; Doyle, 2013). Or, l'évolution de la fécondité semble se produire jusqu'ici de la même manière dans les différentes régions du monde. De nombreux travaux montrent qu'en Europe historique, en Asie et en Amérique latine, elle s'est réalisée à travers la limitation du nombre d'enfants en fin de vie reproductive (i.e. arrêt des naissances) (Feeney, 1994; Freedman, 1979; Hirschman et Young, 2000; Knodel, 1977; Mason, 1997).

Le schéma de la transition en Afrique est toutefois toujours sujet de débat. Caldwell et al. (1992) émettent l'hypothèse que les baisses en Afrique subsaharienne se feront différemment d'en Europe, en Asie et en Amérique latine, par une diminution du nombre des naissances à tous les stades de la vie reproductive (report,

augmentation des intervalles entre les grossesses, arrêt). Ils postulent une hausse de la demande et de l'adoption de méthodes contraceptives modernes à ces différents moments, hausse qui aboutira à une réduction de la fécondité. Se limitant à la question des intervalles, Timaeus et Moultrie (2008, 2013), sur les pays de l'Afrique australe, et Towriss (2014), sur les pays de l'Afrique de l'Est, vont dans le même sens que Caldwell. Mais, comme Johnson-Hanks (2006, 2007), ils expliquent plutôt les évolutions actuelles par la précarité généralisée qui caractérise actuellement les conditions de vie du continent. Dans un contexte d'incertitude, il vaut mieux autant que possible réduire sa fécondité en espaçant ses grossesses plutôt qu'en arrêtant d'avoir des enfants, car il pourrait être important d'avoir encore un enfant à un moment donné (nouveau partenaire, situation économique favorable, etc.).

Toujours selon Caldwell, l'adoption des méthodes modernes de contraception à tous les âges devrait permettre : de repousser la première maternité, puis d'espaçer les grossesses, et enfin de la limiter. Cependant, la diffusion de la contraception (ou transition contraceptive) peut être plus ou moins rapide selon la force des programmes de planification familiale et la volonté politique de les implémenter en même temps que d'autres mesures sanitaires et sociales. Bongaarts (1978) a identifié trois facteurs, en plus de la contraception (moderne), qui peuvent avoir des effets massifs sur le niveau de la fécondité générale et selon l'âge. Il s'agit de la proportion de femmes mariées, de la prévalence de l'interruption volontaire de grossesse (IVG ou avortement) et de l'insusceptibilité post-partum (période qui suit un accouchement pendant laquelle la femme n'est pas soumise au risque de grossesse en raison de l'aménorrhée ou de l'abstinence). Stover (1998) a proposé de remplacer la proportion de femmes mariées par la proportion de femmes sexuellement actives (mariées ou non). Il semble aussi que, dans certaines régions (ouest et centre de l'Afrique), l'inactivité sexuelle soit très élevée, même chez des couples mariés (Peytrignet, 2019).

Alliant les perspectives théoriques annoncées ci-dessus (celle de Caldwell sur la particularité africaine, celle de la précarité socio-économique qui expliquerait l'augmentation des intervalles de naissances et celle de la diversité des contextes dissimulée dans les tendances générales), nous émettons les hypothèses suivantes : 1) la fécondité baisse de façon similaire à tous les âges, mais des stratégies diverses sont mises en œuvre selon le contexte ; 2) l'espacement des grossesses, tout comme leur limitation et leur report, a bel et bien contribué au déclin de la fécondité observé dans les villes africaines, grâce surtout à la contraception moderne ; 3) enfin, au regard des théories classiques de la baisse de la fécondité, l'espacement des grossesses au moyen de la pratique contraceptive s'est surtout répandu dans les classes socio-économiques supérieures, celles-là mêmes qui limitent également le nombre de naissances.

Nous étudierons les cas de Dakar (Sénégal), de Ouagadougou (Burkina Faso) et de Nairobi (Kenya), toutes des capitales et des villes économiquement plus favorisées que le reste de leur pays, où la fécondité a déjà beaucoup baissé. Les données disponibles indiquent que Nairobi a franchi le seuil de 3 enfants par femme à la fin des années 1990 et que, depuis lors, l'indice conjoncturel de fécondité (ICF) y est relativement stable. En Afrique de l'Ouest, l'ICF était de 3,7 en 2006-2010 à Dakar (ANSD et ICF, 2012) et de 3,3 en 2006-2010 à Ouagadougou (INSD et Macro International, 2012). Le choix de ces régions est lié non seulement à la disponibilité des données

(notamment par les enquêtes démographiques et de santé (EDS) et les recensements) mais aussi à notre relative connaissance de leurs situations économiques et démographiques grâce au projet DEMOSTAF⁴.

Situé en Afrique de l'Est, la situation sociodémographique du Kenya est assez spécifique par rapport aux deux autres pays d'Afrique de l'Ouest. En 1980, la scolarisation du niveau primaire était déjà universelle (Omwami et Omwami, 2010). De plus, au début des années 1980, le pays connaissait déjà un certain succès en matière de planification familiale, la toute première politique de population ayant été adoptée en 1969 (The Population Council, 1969; National Research Council, 1993). En outre, le Kenya s'est doté en 1995 d'une stratégie de santé sexuelle et reproductive pour lutter contre le VIH/Sida et, en 2003, il a adopté une politique de santé sexuelle des adolescentes (Oranje et Zulu, 2015). Au Burkina Faso, le démarrage des politiques de population a été plus lent. En 1983, il a créé le Conseil national de population (CNP) et a adopté en 1986 la première politique de planification familiale (CNP, 2000). Mais ces efforts n'ont que peu porté fruit du fait d'un manque de moyens et d'un défaut de priorisation. Cependant, en 2012, dans la mouvance du Partenariat de Ouagadougou⁵, le Plan national de la planification familiale a été relancé (Zan, 2016). En 2017, le ministère de la Santé a élaboré un Plan national d'accélération de planification familiale (PNAPF) 2017-2020 (FP 2020, 2019). Au Sénégal, le Programme national de planification familiale a été mis en place en 1990, soit encore plus tard qu'au Burkina Faso (Diallo, 2014; Petit et O'Deye, 2001). Le Sénégal a toutefois connu une dynamisation de la planification familiale en même temps et dans le même contexte que le Burkina Faso (Benson et al., 2018).

Ces trois capitales, une en Afrique anglophone et deux en Afrique francophone, offrent ainsi une gradation en matière de dynamisme des politiques de planification familiale sur le continent. De plus, une autre raison nous a amenés à analyser les contrastes entre l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique de l'Est : leurs différences en matière de certaines pratiques d'évitement de grossesses. Récemment, Peytrignet (2019) a montré que la durée médiane de l'abstinence postpartum est en baisse sur l'ensemble du continent mais, comme Guengant et May (2011), que le phénomène reste plus important en Afrique de l'Ouest. C'est aussi le cas du recours aux méthodes naturelles de contraception, plus répandues en Afrique de l'Ouest et centrale et même privilégiées par les classes socio-économiques supérieures (Johnson-Hanks, 2002; Rossier et Corker, 2017). Par ailleurs, le report de l'entrée en sexualité sur le continent est moins prononcé en Afrique de l'Ouest, donc au Sénégal et au Burkina Faso, qu'au Kenya (Clark et al., 2017).

4 Ce projet a bénéficié du financement du programme de recherche et d'innovation Horizon 2020 de l'Union européenne dans le cadre de l'accord de subvention Marie Skłodowska-Curie no 690984. Il a permis à R. Millogo d'effectuer des séjours de recherche d'au moins deux mois dans chacune des villes (Dakar, Ouagadougou, Nairobi)

5 <https://partenariatouaga.org>

DONNÉES

— Populations étudiées et données

En 2013, Dakar constitue la région la plus urbanisée du Sénégal (95 % de citoyens) et compte 3 millions d'habitants (ANSD, 2014). La prévalence contraceptive serait passée de 6,7 % en 1986 à 11,7 % en 1992-1993 (0,6 % au niveau national en 1978) et à 42 % en 2017 (ANSD et ICF, 2018; Pison et al., 1995). Ouagadougou comptait 2 millions d'habitants en 2012 (INSD, 2012). La prévalence de la contraception moderne des femmes en union y est passée de 19,9 % en 1993 à 32,6 % en 2010 (INSD et Macro International, 2012). Nairobi, elle, comptait 3 millions d'habitants en 2009 (KNBS, 2010a). La prévalence de la contraception moderne chez les femmes en union y est passée de 46,8 % en 1998 à 49,0 % en 2008 (KNBS et Macro International, 2010).

Les données que nous utilisons sont celles des enquêtes démographiques et de santé (EDS) ainsi que celles des enquêtes spécifiques, des recensements et des observatoires de population. La dernière EDS réalisée au Sénégal que nous analysons date de 2017 (EDS-continue), celle du Kenya, de 2014, et celle du Burkina Faso, de 2010. Pour mieux comprendre le contexte plus récent du Burkina Faso, nous recourons également aux données de l'Observatoire de population de Ouagadougou (OPO)⁶ qui, bien que couvrant une partie des habitants vivant dans les quartiers périphériques de la ville, est caractérisé par une fécondité proche de celle de la ville (Rossier et al., 2012). Par ailleurs, nous utilisons aussi les données de l'enquête post-censitaire de 1976 et celles du recensement de 1985 du Burkina Faso (anciennement, Haute-Volta), du recensement de 1979 du Kenya (BCS, 1996), de l'enquête démographique nationale (EDN) de 1970-1971 au Sénégal (Ferry, 1976) ainsi que de l'enquête mondiale sur la fécondité (EMF/WFS) au Kenya et au Sénégal de 1977-1978.

— Constitution d'un échantillon de femmes interrogées entre le début des années 1990 et la fin des années 2000

Pour analyser les facteurs intermédiaires de la fécondité, nous avons sélectionné dans chacun des pays les femmes âgées de 15 à 49 ans interrogées dans les EDS réalisées au début des années 1990 et à la fin des années 2000 ainsi que la population des femmes de l'OPO (effectifs donnés en personnes-années). Le tableau I présente ces sous-échantillons. La taille des échantillons est suffisante pour le calcul de tous les indices agrégés pour les 15-49 ans mais pour les analyses par groupe d'âge, les effectifs sont relativement réduits pour Nairobi, et en 1993, le calcul de la durée de l'insusceptibilité a nécessité le regroupement des trois dernières classes d'âges.

6 <http://www.issp.bf/index.php/recherche/observatoire-de-population-de-ouagadougou>

TABLEAU I

Répartition par groupe d'âge de l'échantillon des femmes en âge de procréer

Groupe d'âge	Dakar		Ouagadougou			Nairobi	
	1992	2010-2011	1992	2010	OPO 2009-14	1993	2009
15-19	374	224	441	317	29197	58	132
20-24	306	242	332	318	33489	126	239
25-29	252	228	263	247	30314	78	225
30-34	213	163	234	167	21728	46	125
35-39	177	145	149	116	14359	25	111
40-44	111	109	115	94	10681	20	67
45-49	73	63	65	74	8299	14	53
Total 15-49	1506	1174	1599	1333	29197	367	952

Sources : Calculs effectués par les auteurs et auteures à partir des EDS du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso, et des données de l'OPO.

MÉTHODES

Dans cette partie, nous présentons tous les indicateurs et méthodes utilisées pour vérifier les trois hypothèses examinées dans ce chapitre : 1) la baisse de la fécondité observée à tous les âges dans les trois villes est imputable à une utilisation accrue de la contraception moderne ; 2) l'intervalle entre les naissances a considérablement augmenté dans les trois villes, ce qui explique une grande partie de la baisse de la fécondité ; 3) les femmes qui espacent le plus leurs grossesses ou les interrompent sont les plus riches et les plus instruites.

Test de H1 : Baisse d'amplitude « égale » à tous les âges avec différentes stratégies

Fécondité par âge

Nous avons calculé les taux de fécondité par âge en rapportant le nombre de naissances vivantes au cours des 5 dernières années sur le nombre moyen de femmes en âge de procréer dans différents groupes d'âge quinquennaux (Schoumaker, 2013). Ces taux sont calculés à partir des EDS à l'exception : (i) des taux récents à Ouagadougou estimés à partir des données de l'OPO ; (ii) des taux de fécondité des années 1970 à Nairobi issus du recensement de 1979.

Rapport entre les contributions par âge et le nombre moyen d'enfants

Pour répondre à notre première question portant sur la contribution des différents groupes d'âge à la baisse de la fécondité, nous avons adapté la méthode de Bongaarts et Casterline (2013). Il s'agit de calculer la part de chaque groupe d'âge dans l'ICF à différentes dates par rapport à une année de référence à l'aide de l'équation :

$$(1) \frac{\left(\frac{T_{xi}^j}{ICF_i^j}\right)}{\left(\frac{T_{x0}^j}{ICF_0^j}\right)} = \alpha$$

Où T_{xi}^j est le taux de fécondité du groupe d'âge x , et ICF_i^j de l'année i et de la ville j ; T_{x0}^j est le taux de fécondité du groupe d'âge x de l'année de référence, et ICF_0^j de l'année de référence. La valeur α est égale à 1 dans une situation parfaite où toutes les longueurs des courbes sont parfaitement proportionnelles (la contribution de la fécondité du groupe d'âge dans l'ICF n'a pas changé). Outre l'intervalle ouvert 0,5-2 privilégié pour un bon coefficient d'approximation (indiquant une baisse allant de la moitié au double), un test statistique de rapports de proportionnalité a été fait dans chaque localité avec les valeurs issues de (1).

Le modèle de Stover

Toujours pour la première hypothèse, nous avons mesuré l'impact des facteurs intermédiaires sur la réduction de la fécondité dans les différents groupes d'âge au début des années 1990 et à la fin des années 2000. Cinq indices ont été mobilisés : exposition sexuelle, insusceptibilité post-partum, contraception, avortement et infertilité (voir les détails dans Millogo, 2020, p. 38-41).

Test de H2 : Rôle de l'espacement des naissances dans la baisse de la fécondité

L'espacement entre les naissances est calculé entre enfants successifs selon l'ordre croissant de la date de naissance; une valeur manquante est reportée pour la première naissance. L'intervalle entre la dernière naissance et la date de l'enquête n'est pas pris en compte dans l'analyse. Timaeus et Moultrie (2008, 2013) et Moultrie et al. (2012) ont relevé que l'utilisation des données des EDS pour analyser l'espacement (uniquement les intervalles fermés) conduit à un biais de sélection. Cet effet de sélection peut être réduit par la prise en compte des variables fortement corrélées à l'espacement; ici, nous avons adapté cette solution en prenant en compte le rang de naissance, l'âge et la date d'enquête.

Effet de l'espacement sur la fécondité : le modèle de McDonald

Nous avons utilisé les données des WFS et des EDS, et avons donc limité l'analyse à Nairobi et à Dakar. Pour ce calcul, nous avons fait appel au modèle de McDonald (1984) modifié par Knodel (1987). L'équation ci-dessous proposée par Knodel (1987) permet de mesurer la baisse de la fécondité en trois composantes : le report de la maternité, l'espacement des naissances et l'arrêt de la maternité.

$$(2) C = 1 + \frac{(L - F)}{I}$$

Où C = nombre moyen d'enfants par femme en âge de procréer, L = âge moyen à la dernière naissance, F = âge moyen à la première naissance, et I = intervalle moyen entre enfants chez les femmes ayant au moins deux enfants. En outre, l'âge moyen à la première et à la dernière maternité sont ici des moyennes pondérées, et la dernière maternité, par manque de données complètes, a été estimée pour les femmes de 40 à 49 ans. Les détails et limites du modèle sont développés dans Millogo (2020, p. 58-59).

— Test de H3 : Augmentation des intervalles parmi par les femmes plus nanties

Variable dépendante

Dans une phase descriptive de l'analyse, nous avons d'abord analysé l'espacement entre les naissances à travers la durée moyenne de l'intervalle entre deux naissances; ensuite, nous avons analysé la durée qui sépare une naissance donnée par rapport à la naissance précédente pour mettre en œuvre des modèles explicatifs.

Variables explicatives

Les facteurs suivants sont associés à l'espacement des naissances (au Sénégal) (Sow, 1994) : âge de la mère à la naissance de l'enfant, nombre d'enfants (parité), sexe de l'enfant, milieu de résidence (pas pertinent dans notre cas), niveau d'éducation, occupation du mari, ethnie et situation matrimoniale. La situation matrimoniale au moment de l'accouchement est approchée par celle connue au moment de l'enquête. Pour les femmes hors union, l'occupation du mari a été remplacé par le niveau de vie du ménage (Rutstein, 2015). Par ailleurs, la contraception est appréhendée par son utilisation actuelle ou passée (« *ever use of modern methods* »). Nous considérons également la religion de la mère qui peut influencer sur le comportement d'espacer les grossesses, par exemple la religion musulmane préconise 40 jours d'abstinence post-partum. L'éducation et l'emploi sont les variables d'intérêt, les autres, des variables de contrôle.

Modèle des risques proportionnels de Cox

Après avoir estimé en analyse bivariable les facteurs favorables à l'augmentation de la durée moyenne entre deux naissances, nous avons élaboré les déterminants de cette augmentation à l'aide du modèle de Cox, comme le fait Van Bavel (2004). Nous avons donc modélisé la vitesse de la survenue d'une naissance prochaine étant donné une naissance antérieure et estimé le ratio des risques instantanés (*hazard ratio*).

Enfin, nous avons pondéré tous les indicateurs calculés, et avons utilisé les logiciels R et Stata pour analyser les données.

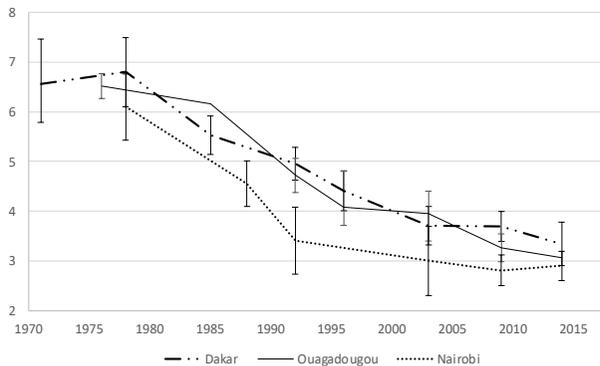
RÉSULTATS

La baisse de la fécondité observée à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi est-elle le résultat d'une diminution d'amplitude égale de la fécondité à tous les âges ?

La baisse de la fécondité à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi a suivi des rythmes différents : elle a démarré plus tôt à Nairobi et plus tard à Dakar, Ouagadougou se situant au milieu. En effet, dans les années 1970, le nombre moyen d'enfants par femme dans les trois villes était similaire (chevauchement des intervalles de confiance) et supérieur à 6. En 1988-1992, à Dakar, il était descendu à 5,0, et à 4,7 à Ouagadougou, alors qu'en 1988-1992, il était déjà à 3,4 à Nairobi (figure 1). Si Nairobi a franchi le seuil de 3 enfants par femme à la fin des années 1990, et connaît un plateau depuis lors (Casterline, 2001 ; Bongaarts et Casterline, 2013 ; Schoumaker, 2009, 2019), Ouagadougou n'a franchi cette étape qu'en 2014, en passant à 2,9 selon les données de l'OPO, tandis que Dakar est toujours au-dessus de 3 (3,3 en 2010-2015, selon l'EDSC).

FIGURE 1

Évolution du nombre moyen d'enfants par femme à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi



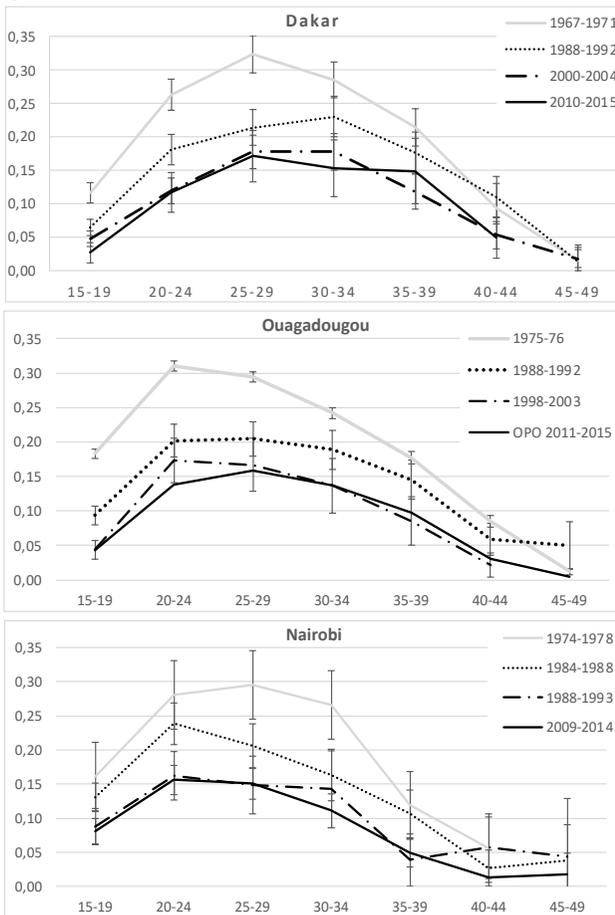
Sources : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir de : EDS du Sénégal, du Burkina Faso et du Kenya ; EDN 1970-1971, WFS 1977-1978 ; enquête post-censitaire de 1976 et recensement de 1985 du Burkina Faso, et OPO.

La figure 2 présente l'évolution des taux de fécondité par groupe d'âge dans les trois villes étudiées. On constate que le taux de fécondité avant 20 ans est plus élevé à Nairobi qu'à Ouagadougou et à Dakar après les années 1970 (croisement des intervalles de confiance dans les années 1970). Cependant, les écarts se sont réduits au fil du temps. La baisse la plus importante observée entre le milieu des années 1980 (et même en 1978 à Nairobi) et celui des années 2010 est constatée chez les 20-24 ans à Ouagadougou et à Nairobi avec respectivement une baisse de 60 et 90 naissances pour 1000 femmes, et chez les 30-34 ans (25-29 ans depuis 1971) à Dakar, avec 80 enfants pour 1000 femmes. On voit donc que la baisse du taux de fécondité par groupe d'âge ne laisse pas apparaître d'importantes réductions aux âges avancés,

caractéristique pourtant principale de la baisse de la fécondité globale dans les autres régions du monde. La limitation (arrêt des naissances) semble toutefois plus importante à Nairobi, la chute du taux de fécondité après 30 ans y étant plus marquée. De manière générale, les courbes du taux de fécondité par période semblent relativement se déplacer vers le bas. Cela signifie-t-il que les contributions de chaque tranche d'âge à la fécondité générale sont restées les mêmes au fil des années ?

FIGURE 2

Taux de fécondité par groupe d'âge à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi au cours des quatre dernières décennies



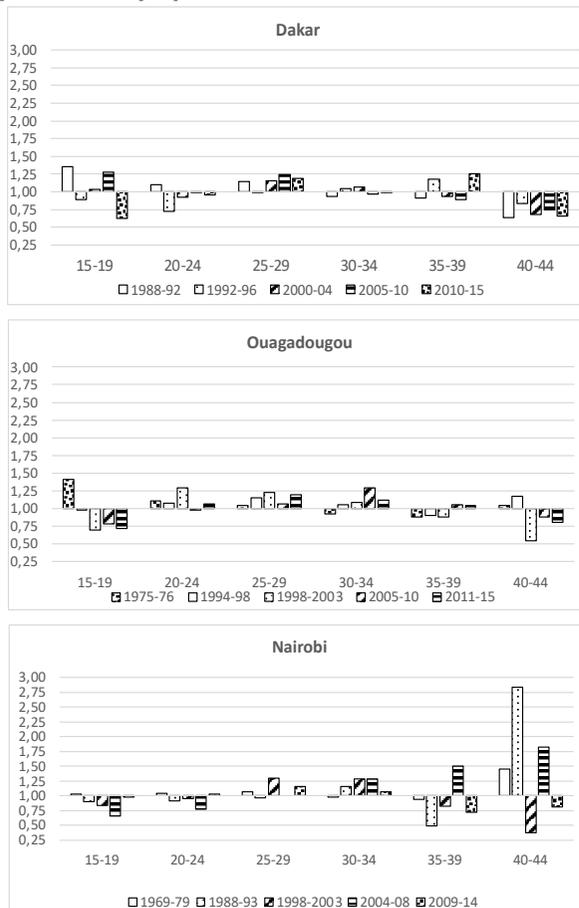
Sources : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir de : EDS du Sénégal, du Burkina Faso et du Kenya; EDN, WFS, enquête post-censitaire de 1976 du Burkina Faso et OPO.

À Dakar, les ratios se situent entre 0,62 et 1,25, alors qu'à Ouagadougou, ils se trouvent entre 0,55 et 1,29; dans ces deux contextes, on constate une forte concentration autour de 1 (figure 3). À Nairobi toutefois, on observe des fluctuations plus

importantes pour les 40-44 ans que l'on peut expliquer par des problèmes liés aux effectifs réduits. Par ailleurs, le test de Khi deux sur l'égalité des proportions pour les groupes d'âge confirme, avec un seuil de signification inférieur à 1 %, que la baisse est d'amplitude égale à chaque groupe d'âge dans les trois villes. L'hypothèse selon laquelle la baisse du taux de fécondité en Afrique se manifesterait par une baisse à tous les âges et non principalement par la limitation (baisse principalement aux âges avancés) est donc vérifiée dans ces trois capitales.

FIGURE 3

Rapport entre la proportion contributive à l'ICF de chaque tranche d'âge à différentes périodes et la proportion contributive à l'ICF à une date de référence



Source : Calculs effectués par les auteurs et auteurs à partir de : EDS du Sénégal, du Burkina Faso et du Kenya; EDN ; recensement du Kenya; enquête post-censitaire de 1976 du Burkina Faso, et OPO.

Note : Référence du calcul des ratios : Dakar et Ouagadougou 1988-1992, Nairobi 1984-1988.

— L'impact des déterminants proches sur le taux de fécondité total entre 1990 et 2010

La contraception est-elle le premier facteur qui contribue à la baisse du taux de fécondité (tous âges confondus) ? Pour cette partie de l'analyse, nous nous sommes limités à deux périodes, le début des années 1990 et la fin des années 2000, pour lesquelles les données sont disponibles pour les trois capitales.

Dans un premier temps, nous avons estimé le nombre d'enfants évités par chaque déterminant proche (en dehors de l'avortement) (détails présentés par Millogo, 2020, p. 38-41) dans chacune des trois capitales en deux périodes (début des années 1990 et fin des années 2000). L'estimation du nombre moyen d'enfants des 15-49 ans est priorisée sur l'estimation par groupes d'âge (avant la sommation) dans le modèle de Stover, pour éviter une surestimation due aux petits effectifs. Le modèle estime un taux de fécondité constant entre 1990 et 2010 dans les trois capitales (tableau II), ce qui ne reflète pas les baisses observées, mais surtout ne permet pas de faire une analyse de l'évolution des déterminants au fil du temps. Toutefois, les écarts entre ICF observés et estimés restant modestes, nous estimons que le modèle de Stover permet de donner un ordre de grandeur de la contribution de chaque facteur proche sur l'ensemble de la période 1990-2010.

Il ressort de cette analyse, tous âges confondus, du nombre d'enfants évités en 1990-2010 dans les trois villes, que l'effet de la non-exposition sexuelle sur la réduction des naissances est très important à Dakar et important dans les deux autres villes. L'insusceptibilité post-partum joue un rôle moyen dans la réduction du taux de fécondité à Ouagadougou et encore un peu plus modeste à Dakar. Enfin, la contraception joue un rôle important dans la réduction de ce taux à Nairobi, un rôle moyen à Ouagadougou et encore plus modeste à Dakar.

TABLEAU II

Effets réducteurs des déterminants proches de la fécondité et estimation de l'ICF

Enquête	ICF estimé (Stover)	ICF mesuré sur les 3 années précédant l'enquête	Écart	ICF sans l'effet réducteur du facteur considéré				ICF réduit par le facteur en cours selon l'effet des autres			
				Cx	Ci	Cf	Cu	Cx	Ci	Cf	Cu
Dakar 1992-1993	4,0	4,8	-0,8	7,9	6,2	4,5	6,0	3,9	2,2	0,5	2,0
Dakar 2010-2011	3,9	3,6	0,3	8,2	5,8	4,0	5,4	4,5	2,1	0,4	1,8
Ouaga 1993	3,8	4,2	-0,4	6,2	7	4,1	6,6	2,4	3,1	0,3	2,8
Ouaga 2010	3,7	3,4	0,3	6,5	5,5	4,0	6,4	3,0	2,0	0,5	2,8
Nairobi 1993	4,4	3,4	1	6,8	5,8	5,0	8,9	2,5	1,4	0,6	4,5
Nairobi 2008-2009	3,7	2,8	0,9	6,5	4,8	3,8	7,6	3,0	1,3	0,3	4,1

Sources : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des EDS du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso.

Notes : Cx : indice de non-exposition sexuelle ; Ci : indice d'insusceptibilité post-partum ; Cf : indice de stérilité ; Cu : indice de contraception.

— L'impact des déterminants proches selon l'âge dans les trois capitales à la fin des années 2000

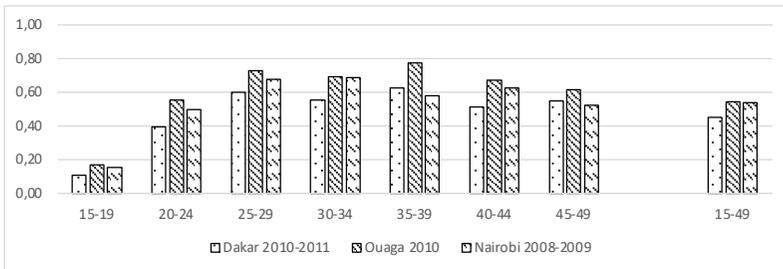
On peut dès lors se demander comment les effets des facteurs proches se déclinent selon l'âge. L'effet de la non-exposition sexuelle est-il limité aux âges jeunes, et représente-t-il essentiellement la non-exposition en raison d'un mariage relativement tardif? Par quels groupes d'âge est adoptée la contraception? L'insusceptibilité post-partum touche-t-elle tous les âges de la même manière? Nous avons analysé la situation à la fin des années 2000.

L'indice de l'exposition sexuelle

Comme nous l'avons déjà vu avec le nombre d'enfants évités, tous âges confondus, l'indice de la non-exposition sexuelle est plus bas (l'effet est donc le plus fort) à Dakar à la fin des années 2000 que dans les deux autres villes (figure 4). En ce qui concerne la situation par groupe d'âge à la fin des années 2000, l'inactivité sexuelle est la plus importante chez les 15-24 ans dans tous les contextes, suivi des 40-49 ans à Dakar et à Ouagadougou, et des 45-49 ans à Nairobi.

FIGURE 4

Indice de non-exposition sexuelle par groupe d'âge à Dakar, à Nairobi et à Ouagadougou, fin des années 2000



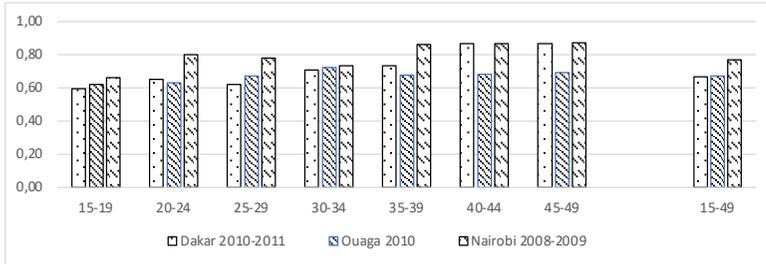
Source : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des EDS du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso.

L'indice de l'insusceptibilité post-partum

À la fin des années 2000, l'effet le plus fort de ce facteur (donc l'indice le plus bas) est observé à Dakar et à Ouagadougou (figure 5). La protection offerte par l'insusceptibilité est assez également répartie dans les différentes tranches d'âge à Ouagadougou; à Dakar et à Nairobi, elle contribue plus aux âges jeunes et médians (respectivement avant 40 et 35 ans).

FIGURE 5

Indice de l'insusceptibilité post-partum par âge à Dakar, Ouagadougou et Nairobi, fin des années 2000



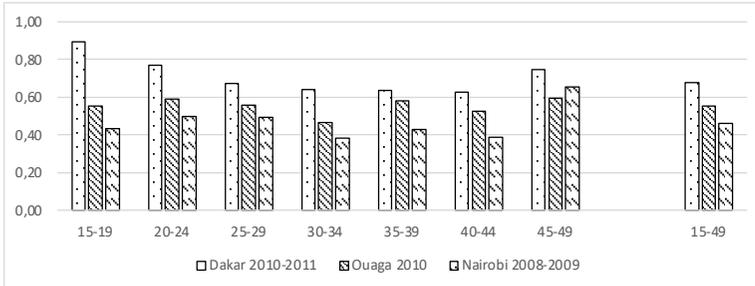
Source : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des EDS du Sénégal, du Burkina Faso et du Kenya.

Indice de la contraception

Quel que soit l'âge, l'indice a un effet très important (donc une plus faible valeur) à Nairobi qu'à Ouagadougou et enfin qu'à Dakar. L'effet réducteur de la contraception sur le taux de fécondité est pratiquement identique à tous les âges à Nairobi ; à Ouagadougou, il est plus important seulement chez les 30-34 ans et, à Dakar, l'effet réducteur est plus important chez les 25-40 ans (figure 6).

FIGURE 6

Indice de la contraception par tranche d'âge à Dakar, à Nairobi et à Ouagadougou, fin 2000



Source : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des EDS du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso.

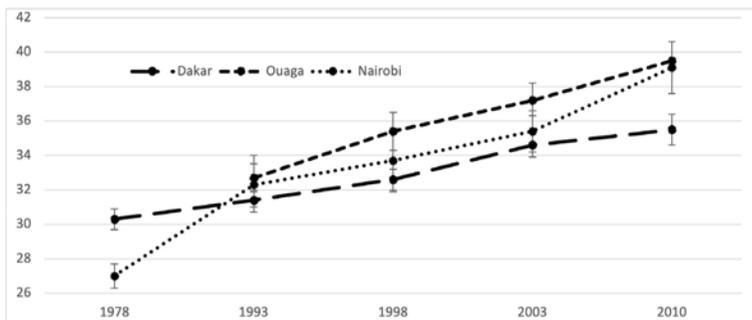
En comparant l'effet de ces différents facteurs de réduction du taux de fécondité par tranche d'âge, il ressort qu'à Dakar, en 2010-2011, le facteur le plus important pour tous les âges est l'inactivité sexuelle (figures 4 à 6). Il est suivi par l'insusceptibilité post-partum et la contraception, qui ont des effets semblables à tous les âges ; sauf pour les femmes de 30 à 44 ans pour qui la contraception contribue plus que l'insusceptibilité. À Ouagadougou en 2010, la baisse du taux de fécondité des 15-24 ans est principalement due à l'inactivité sexuelle, suivie de la contraception ; les 25-49 ans réduisent le leur à l'aide surtout des méthodes contraceptives. À Nairobi, en 2008-2009, l'inactivité sexuelle est le facteur le plus important des moins de 20 ans, suivie par la contraception ; chez les 20-24 ans, la contraception et l'inactivité

sexuelle contribuent de manière égale; enfin, la contraception est le facteur le plus important chez les 25-49 ans, suivie de l'inactivité sexuelle. Nairobi est donc la ville où l'effet de la contraception est le plus important à tous les âges (à l'exception des moins de 20 ans) par rapport aux autres stratégies.

En somme, la situation est assez différente dans les trois villes, avec un rôle limité de la contraception à certains âges à Dakar et à Ouagadougou. Dans ces deux villes, le recul de la fécondité s'explique par le report de l'entrée en sexualité (Clark et al., 2017; Mensch et al., 2006), l'inactivité sexuelle importante dans les unions liées à la migration des maris et en fin de vie reproductive (Peytrignet 2019), la fréquence des divorces, et le maintien de l'allaitement prolongé à la suite des campagnes de promotion de la santé infantile. Nairobi est la seule ville qui vérifie l'hypothèse de Caldwell sur le rôle principal de la contraception dans la baisse du taux de fécondité à tous les âges. Cependant, là comme ailleurs, pour les femmes en début de vie reproductive (15-19 ans), c'est l'inactivité sexuelle qui contribue le plus.

FIGURE 7

Évolution de l'intervalle moyen entre deux naissances (en mois) à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi



Sources : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir de : WFS au Sénégal et au Kenya en 1978 et EDS entre 1990 et 2010 du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso.

Impact de l'espacement des naissances sur la baisse de la fécondité à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi

Évolution de l'intervalle moyen à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi

Caldwell et al. (1992) ont aussi postulé que l'augmentation des intervalles de naissances va de pair avec la baisse du taux de fécondité. Quelle est l'évolution de ces intervalles en Afrique de l'Ouest, où la question n'a été investiguée que récemment (Timaus et Moultrie, 2020) contrairement à l'Afrique du Nord et de l'Est? Nos analyses montrent que l'intervalle moyen, à Dakar, est passé de 30,3 mois en 1978 à 31,4 mois en 1992-1993 et à 35,5 mois en 2010-2011 (soit une augmentation de 5 mois en 30 ans), tandis qu'à Ouagadougou, il est passé de 32,7 mois en 1993 à 39,5 mois en 2010 (soit une augmentation de 7 mois en 20 ans) et, à Nairobi, de 27 mois en 1978 à 32,3 mois en 1993 et à 39,1 mois en 2009 (soit une augmentation de 12 mois en 30 ans) (figure 7). En 1978, cet intervalle était significativement plus élevé à Dakar qu'à Nairobi, alors que, 15 ans plus tard, il était semblable dans les deux villes, et que

le rapport s'est inversé en 2010. Par ailleurs, l'intervalle moyen à Ouagadougou n'est pas statistiquement différent de celui de Nairobi, mais il a toujours été supérieur à celui de Dakar.

Contribution de l'espacement des naissances dans la baisse du taux de fécondité

Nous avons appliqué le modèle de McDonald en tenant compte du pourcentage de réduction entre 1978 et 2010 du taux de fécondité (nombre d'enfants par femme en âge de procréer), du report de la maternité, de l'augmentation continue de l'intervalle entre les grossesses et de la limitation (arrêt) des naissances. Le nombre moyen d'enfants par femme en âge de procréer passe de 7,8 à 5,3 (de 6,5 à 3,7 pour l'ICF) à Dakar entre 1978 et 2010, tandis qu'à Nairobi, il passe de 8,3 à 4,0 (de 6,1 à 2,8 pour l'ICF) sur la même période. À Dakar, le report de l'entrée en maternité et l'espacement des grossesses ont l'effet le plus important dans la baisse du taux de fécondité, le réduisant respectivement de 13,6 % et de 12,8 % sur environ 30 ans. L'arrêt de la maternité y contribue à hauteur de 9,7 %. À Nairobi, par rapport au report de la maternité (15,7 % de réduction) et à la limitation (19 % de réduction), l'espacement des grossesses a l'effet le plus important sur ce taux (27 % de réduction). Cet espacement a donc joué un rôle important dans ces deux villes; même s'il vient en deuxième position à Dakar, la différence est légère (moins de 1 %) avec le report de l'entrée en maternité. Le tableau III présente les résultats de notre analyse.

TABLEAU III

Intervalle entre naissances, âge à la première et à la dernière maternité des femmes en âge de procréer entre 1978 et 2010 à Dakar et à Nairobi

Indices	Dakar				Nairobi			
	Moyenne 1978	Moyenne 2009-2010	Taux de fécondité induit par la variation	Baisse du taux de fécondité (%)*	Moyenne 1977-1978	Moyenne 2009	Taux de fécondité induit par la variation	Baisse du taux de fécondité (%)*
Âge à la première maternité (en années)	18,565	21,243	6,800	13,600	18,211	21,125	7,000	15,700
Âge à la dernière maternité (en années)	35,793	33,868	7,100	9,700	34,530	30,985	6,700	19,100
Intervalle entre naissances (en années)	2,525	2,958	6,800	12,800	2,250	3,258	6,000	27,200
Nombre d'enfants par femme en âge de procréer	7,800	5,300			8,300	4,000		

Sources : WFS 1978 du Sénégal, WFS 1977-1978 du Kenya, EDS 2010/2011 du Sénégal, EDS 2009 du Kenya.

Note : *Si les autres indices restent constants.

L'augmentation des intervalles entre les naissances selon les caractéristiques socio-économiques

L'augmentation des intervalles est-elle due à la précarité économique expérimentée par une grande partie de la population du continent et à une difficulté à planifier l'avenir, comme certains l'ont suggéré ? Nous présentons d'abord l'intervalle moyen en fonction des variables socio-économiques (éducation et richesse) (voir Millogo, 2020, p. 67-68 pour des résultats plus détaillés) avant de modéliser les déterminants de l'intervalle grâce à un modèle de Cox.

Intervalle moyen selon l'éducation

L'intervalle moyen entre les grossesses augmente partout avec le niveau d'éducation (tableau IV). À Dakar, toutes EDS confondues entre 1992 et 2010, il est de 32,4 mois pour les femmes sans instruction, de 33,6 pour celles de niveau primaire et de 35,6 pour celles ayant au moins le secondaire. À Ouagadougou, l'intervalle moyen est de 34,2 mois pour les femmes sans instruction, de 36 pour celle de niveau primaire et de 39,2 pour celles ayant au moins le secondaire. À Nairobi, il est de 29,4 mois pour les femmes sans instruction, de 33,9 pour celle de niveau primaire et de 38,8 pour celles ayant au moins le secondaire. Ces intervalles moyens sont statistiquement différents (intervalles de confiance disjoints) selon le niveau d'éducation, et cela, dans toutes les villes. À la fin des années 1970 à Dakar et à Nairobi, les femmes sans instruction semblent espacer plus longuement (non significativement) leurs grossesses que les femmes instruites. Cependant, l'écart entre les niveaux d'instruction s'est inversé au début des années 1990 et se creuse d'année en année, les plus instruites espaçant de plus en plus leurs naissances.

Intervalle moyen selon le niveau de richesse

L'intervalle semble aussi augmenter avec le niveau de richesse dans les trois capitales (tableau IV). À Dakar entre 1992 et 2010 (toutes EDS confondues), l'intervalle moyen pour les femmes de niveaux de vie bas, médian et élevé est respectivement de 32,6 mois, de 33 mois et de 34,1 mois. À Ouagadougou, il est estimé à 34,4 mois, 34,8 mois et 37 mois, tandis qu'à Nairobi, il est respectivement de 35,3 mois, de 35,9 mois et de 35,6 mois. À Dakar et à Ouagadougou, l'intervalle moyen est plus long (et significatif) chez les plus riches que chez les plus pauvres, mais il n'y a pas de différence significative entre les plus riches et la catégorie médiane. Par ailleurs, les femmes qui ont le plus bas niveau de vie dans les trois villes espacent pareillement (différences non significatives) leurs grossesses. À Ouagadougou et à Nairobi, les femmes de niveaux de vie médian et élevé espacent pareillement mais plus longuement (intervalle significatif) leurs grossesses que celles de Dakar. Au fil du temps, entre 1992 et 2010 à Dakar, l'intervalle moyen pour les femmes qui ont le plus bas niveau de vie n'a pas varié, alors qu'à Ouagadougou et à Nairobi, il a connu une augmentation importante, quel que soit le niveau de vie.

TABLEAU IV

Intervalle moyen entre les naissances selon les catégories socio-économiques (en mois)

Ville	Périodes	Éducation			Niveau de vie		
		Aucun	Primaire	Secondaire	Bas	Moyen	Élevé
Dakar	1978	30,8 [30,1-31,4]	28,4 [26,8-30,0]	27,4 [24,5-30,5]			
	1992-1993	31,2 [30,6-31,8]	31,3 [30,2-32,4]	32,8 [31,0-34,5]	31,6 [30,6-32,4]	31,3 [30,4-32,2]	31,6 [30,6-32,5]
	1997-1998	32,3 [31,4-33,3]	31,9 [30,7-33,0]	34,5 [32,6-36,4]	32,5 [31,4-33,6]	33,2 [32,0-34,4]	32 [30,8-33,2]
	2005	33,4 [32,3-34,4]	34,8 [33,4-36,1]	38,5 [36,3-40,7]	34,1 [32,7-35,4]	34,2 [32,9-35,4]	35,9 [34,4-37,5]
	2010-2011	34 [32,8-35,2]	36,8 [35,2-38,5]	37,8 [35,4-40,2]	32,8 [31,5-34,2]	34,4 [32,9-35,9]	39,8 [38-41,6]
	Ensemble (1990-2010)	32,4 [31,9-32,8]	33,6 [32,9-34,2]	35,6 [34,6-36,6]	32,6 [31,9-33,1]	33 [32,4-33,6]	34,1 [33,4-34,7]
Ouagadougou	1993	32 [31,4-32,6]	33,5 [32,4-34,7]	35,2 [33,4-36,9]	31,9 [31,1-32,8]	32,2 [31,4-33,1]	34 [33,0-35,0]
	1998	35,3 [34,3-36,3]	34,1 [32,4-35,8]	37,2 [35,1-39,2]	35,2 [33,8-36,5]	34,4 [33,1-35,7]	36,6 [35,1-38,1]
	2003	36,5 [35,0-38,1]	37,3 [34,9-39,7]	39 [36,6-41,4]	36,7 [34,8-38,6]	36,6 [34,7-38,6]	38,3 [36,3-40,3]
	2010	36,7 [35,6-37,8]	41,2 [39,3-43,0]	46,3 [44,0-48,6]	37,2 [35,9-38,6]	39 [37,4-40,6]	42,8 [41,0-44,6]
	Ensemble (1990-2010)	34,2 [33,7-34,6]	36 [35,2-36,8]	39,2 [38,1-40,3]	34,4 [33,8-35,0]	34,8 [34,1-35,4]	37 [36,3-37,7]
Nairobi	1977-1978	27,5 [26,1-28,8]	27,2 [26,2-28,2]	25,2 [23,3-27,2]			
	1993	33,4 [29,3-37,5]	30,7 [28,7-32,8]	34,6 [31,2-38,0]	31,5 [28,8-34,3]	32,2 [29,2-35,2]	33,4 [30,6-36,2]
	1999	34,9 [24,9-44,9]	32,6 [30,3-34,8]	34,9 [32,3-37,6]	34,1 [30,9-37,3]	34,1 [31,2-37,0]	32,7 [30,0-35,5]
	2003	28 [25,4-30,6]	34,4 [32,8-36,1]	38,6 [36,7-40,5]	34,1 [32,7-35,4]	34,2 [32,9-35,4]	35,9 [34,4-37,5]
	2009	24,3 [19,5-29,1]	36,6 [34,2-39]	42,3 [40,2-44,4]	39,3 [36,8-41,8]	39,3 [36,4-42,2]	38,6 [36,3-41,2]
	Ensemble (1990-2010)	29,4 [27,4-31,4]	33,9 [32,8-34,9]	38,8 [37,6-40,0]	35,3 [34,1-36,5]	35,9 [34,6-37,3]	35,6 [34,3-36,9]

Sources : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des WFS au Sénégal et au Kenya en 1978 et des EDS entre 1990 et 2010 du Sénégal, du Kenya et du Burkina Faso au Sénégal, au Burkina Faso et au Kenya.

Déterminants de l'espacement des naissances à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi du début des années 1990 à la fin des années 2000 (toutes années confondues)

Quelles différences socio-économiques existent entre les femmes, toutes choses étant égales par ailleurs? Le tableau V présente des données qui, dans l'ensemble, vont dans le même sens que celles de l'analyse descriptive (Millogo, 2020, p. 67-68 pour plus de détails). Les intervalles s'allongent d'année en année, avec l'âge; les femmes multipares espacent moins leurs grossesses (seules les femmes qui espacent relativement peu leurs grossesses peuvent avoir une très grande famille), les plus instruites les espacent plus (différence non significative à Dakar). Cependant, l'utilisation de la contraception au cours de la vie n'est significative dans aucun contexte, et le niveau de richesse n'est significatif qu'à Nairobi, où les plus riches augmentent moins l'intervalle entre deux grossesses que les plus pauvres. Concernant la richesse, d'autres résultats (Millogo, 2020, p. 70) montrent que la différence à Nairobi entre les plus riches et les plus pauvres vient des intervalles d'au moins cinq ans que ces dernières adoptent.

TABLEAU V

Modèle de Cox du risque d'une naissance vivante dans les intervalles de naissances fermés

	Dakar	Ouaga	Nairobi
Année			
1992	1	1	1
1997	0,95* [0,9-1,01]	0,84***[0,78-0,89]	1,03 [0,9-1,19]
2005	0,84***[0,79-0,89]	0,8*** [0,74-0,87]	0,96 [0,85-1,09]
2010	0,82***[0,77-0,88]	0,72***[0,68-0,77]	0,86** [0,75-0,99]
Éducation			
Aucune	1	1	1
Primaire	1,01 [0,95-1,06]	0,95* [0,89-1,01]	0,86* [0,74-1,01]
Secondaire et +	0,96 [0,89-1,04]	0,91** [0,84-0,99]	0,75** [0,63-0,89]
Niveau de vie du ménage			
Bas	1	1	1
Moyen	0,99 [0,94-1,05]	1 [0,95-1,07]	1,05 [0,95-1,17]
Élevé	0,98 [0,93-1,04]	0,97 [0,91-1,04]	1,24** [1,1-1,39]
Statut matrimonial			
En union	1	1	1
Autre	0,89** [0,82-0,96]	1,04 [0,96-1,13]	0,83** [0,75-0,92]
Âge			
12-19	1	1	1
20-29	0,5*** [0,46-0,55]	0,46*** [0,42-0,5]	0,47*** [0,41-0,54]
30-49	0,3*** [0,27-0,34]	0,24*** [0,21-0,27]	0,27*** [0,23-0,32]

SUITE –

TABLEAU V – SUITE

	Dakar	Ouaga	Nairobi
Religion			
Chrétien		1	1
Musulman		1 [0,95-1,05]	1,25** [1,06-1,49]
Autre		1,16 [0,77-1,76]	1,34* [0,99-1,83]
Ethnie			
Mande/Soninke/Diola	1		
Poular	1,06 [0,98-1,15]		
Serer	1,11** [1,01-1,21]		
Wolof	1,1** [1,02-1,18]		
Kamba			1
Kikuyu			0,99 [0,85-1,14]
Luhya			0,99 [0,86-1,13]
Luo			1,04 [0,86-1,25]
Somali/kalenjin/kisii			
Mossi		1	
Autres	0,98 [0,89-1,09]	0,97 [0,91-1,04]	0,79** [0,65-0,96]
Contraception déjà utilisée			
Non	1	1	1
Oui	1,03 [0,98-1,08]	1,01 [0,95-1,06]	0,96 [0,86-1,07]
Nombre d'enfants	1,09***[1,08-1,11]	1,11***[1,09-1,13]	1,12***[1,08-1,16]
Sexe			
Masculin	1	1	1
Féminin	1,03 [0,98-1,08]	1,03 [0,98-1,08]	1,04 [0,96-1,13]
p-Likelihood ratio test	0	0	0
p-Proportional Hazards test	0,00367	0	
Nombre d'intervalles	7590	6427	2445

Source : Calculs effectués par les auteure et auteurs à partir des EDS effectuées entre 1990 et 2010 au Sénégal, au Burkina Faso et au Kenya.

DISCUSSION

Cette étude est limitée par le manque d'informations sur les caractéristiques (éducation, niveau de vie, statut contraceptif, statut matrimonial) de la femme au moment de la naissance de l'enfant, et certaines pourraient changer dans le temps. Elle est également limitée par l'absence, dans les modèles multivariés, de l'intervalle entre les allaitements et d'informations sur l'abstinence post-partum, qui lui sont fortement corrélés en Afrique. De plus, la mort d'un enfant peut influencer l'intervalle inter-général. Enfin, l'avortement n'est pas inclus comme facteur réducteur du taux de fécondité dans l'analyse du rôle des déterminants proches à chaque tranche d'âge. Cependant, les résultats des différentes analyses ont donné des indications fortes permettant de vérifier les différentes hypothèses de recherche.

En utilisant les données disponibles depuis les années 1970 pour trois capitales du continent (Dakar, Ouagadougou, Nairobi), nous montrons que les contributions des femmes de différents groupes d'âge quinquennaux à la baisse du taux de fécondité sont restées constantes pendant plus de quatre (ou trois) décennies de baisse. Il reste à vérifier que les autres grandes villes africaines suivent le même schéma. Un tel résultat, s'il était avéré, donnerait des indications fortes sur les tendances futures pour l'ensemble du continent. Les contextes urbains, où les individus sont plus éduqués et ont plus de ressources économiques, sont des précurseurs en matière de transition démographique par rapport au milieu rural (Beauvalet-Boutouyrie, 1990; Coale, 1974; Oris, 1988, 1995; Perrenoud, 1989). Comment expliquer alors que Bongaarts et Casterline (2013), en testant cette hypothèse de Caldwell sur deux classes d'âge, ne trouvent aucune différence entre l'Amérique latine, l'Asie et l'Afrique subsaharienne quant à la baisse du taux de fécondité par tranche d'âge? Une première hypothèse est que leur découpage en deux classes d'âge dissimulerait les disparités, contrairement au découpage en sept classes utilisé dans la présente étude. Ainsi, le regroupement en deux classes rapproche davantage tous les indices de 1 (Millogo, 2020, p. 52). Nos résultats pourraient alors signifier que Bongaarts et Casterline ont montré dans leur article de 2013 que les baisses du taux de fécondité en Amérique latine et en Asie ont eu lieu également à tous les âges, contrairement au consensus actuel sur la limitation. Dans le même sens, Casterline et Odden (2016) et Timaeus et Moultrie (2020) ont montré que l'augmentation de l'intervalle entre les naissances semble avoir joué un rôle prononcé dans la baisse du taux de fécondité en Asie et en Amérique latine comme en Afrique. Cependant, vérifier ce point dépasse l'objectif de ce chapitre.

La deuxième partie de la première hypothèse consistait à déterminer si la baisse identique dans tous les groupes d'âge est imputable à l'adoption de la contraception moderne par les femmes de ces mêmes groupes. Nos résultats montrent que la situation est non seulement fortement diversifiée, mais que la baisse semble se faire dans certaines villes et dans certains groupes d'âge sans grand lien avec la contraception. Dakar présente un schéma traditionnel d'évitement des naissances encore en 2010, même avec un taux de fécondité relativement « bas ». Le facteur réducteur le plus important dans la ville est la non-exposition sexuelle à toutes les classes d'âge, suivie de l'insuceptibilité post-partum. À Ouagadougou, les facteurs réducteurs les plus importants sont, à égalité en 2010, l'inactivité sexuelle, qui concerne surtout les plus jeunes et les plus âgées, la contraception pratiquée majoritairement entre 30 et 34 ans (moins aux autres classes d'âge, qui sont au même niveau), et l'insuceptibilité post-partum, qui est pratiquée pareillement à tous les âges. À Nairobi, en 2008-2009, la contraception (utilisée pareillement à tous les âges) et la non-exposition sexuelle (plus importante entre 15 et 20 ans) sont les facteurs les plus importants de réduction du taux de fécondité. Dans ces trois villes, le rôle joué par l'inactivité sexuelle dans cette réduction est dû à une mise en union plus tardive des jeunes femmes. Une baisse importante de la fréquence de l'activité sexuelle chez les jeunes femmes a été observée dans plusieurs régions d'Afrique : elle est étroitement liée au report de l'entrée en union (Clark et al., 2017 ; Delaunay et Guillaume, 2007). Cette tendance s'explique non seulement par l'augmentation du niveau d'éducation et de la durée de la scolarité, mais aussi par une diminution du nombre d'hommes prêts à se marier, comme le souligne Antoine (2006) pour le Sénégal. Le chômage grandissant

et l'entrée de plus en plus tardive des hommes sur le marché du travail seraient à l'origine d'une tension du marché matrimonial pour les femmes. De plus, la sexualité hors mariage, très stigmatisée au Sénégal (mais aussi dans une moindre mesure à Ouagadougou et à Nairobi), conduit à une importante abstinence des jeunes filles (Bajos et al., 2013 ; Diallo, 2014).

Cependant, l'inactivité sexuelle est également prononcée à Dakar et à Ouagadougou chez les femmes en milieu ou en fin de vie reproductive. Une première explication tient au divorce, fréquent à Dakar. En effet, si une union sur trois s'était terminée par un divorce à Dakar entre 1942 et 1956, cette fréquence serait passée à un divorce sur deux unions entre 1967 et 1976 (Antoine, 2006). Même si le nombre de divorces est moins élevé à Ouagadougou qu'à Dakar, les cohortes d'unions entre 1990 et 2000 de Ouagadougou et de Bobo-Dioulasso auraient 28 % plus de risque de divorce que celles d'avant 1975 (Thiombiano et Le Grand, 2014). En parallèle, le volume des migrations masculines expliquerait aussi l'importance de l'inactivité sexuelle dans le mariage, et donc sa fréquence pour les classes d'âge concernées (Peytrignet, 2019). En ce qui concerne l'insusceptibilité post-partum, son maintien à Dakar et à Ouagadougou peut s'expliquer par les multiples efforts des autorités et de leurs partenaires pour encourager l'allaitement dans l'optique d'une nutrition de qualité pour les enfants (Garenne, 2018). Wamukoya et al. (2016) – qui ont utilisé un modèle de Stover adapté (légèrement différent du nôtre) – ont également démontré qu'à Nairobi, la contraception et la non-exposition sexuelle sont les facteurs les plus importants dans la réduction du taux de fécondité. Si le taux de divorce au Kenya est du même ordre qu'au Burkina Faso (Clark et Brauner-Otto, 2015), le report de l'entrée en union y est plus marqué (Bocquier et Khasakhala, 2009). L'importance de la contraception à Nairobi par rapport aux deux autres villes peut, quant à elle, être imputée à l'histoire du programme de population dans ce pays, décrite en introduction.

L'hypothèse de Caldwell et al. (1992) d'une diffusion de l'usage de la contraception à tous les âges accompagnant une baisse du taux de fécondité d'une amplitude égale aussi à tous les âges (première hypothèse de recherche) semble être confirmée à Nairobi. Par contre, Ouagadougou et Dakar n'y correspondent pas puisqu'elles ne sont pas loin d'avoir atteint le même taux de fécondité que celui de Nairobi. Cependant, des progrès sont en cours au Sénégal et au Burkina Faso en matière de planification familiale (ANSD et ICF, 2018 ; Benson et al., 2018 ; PMA2020/Burkina Faso), et Dakar et Ouagadougou pourraient à l'avenir rejoindre le profil de stratégie de contrôle des naissances centrée sur la contraception, en cours à Nairobi.

La deuxième hypothèse de Caldwell et al. (1992) reposait sur une fécondité qui diminue avec l'augmentation des intervalles inter-générationnels. Notre analyse confirme que les intervalles entre les naissances ont fortement augmenté à Nairobi, et montre que c'est aussi le cas à Dakar et à Ouagadougou, capitales qui ont connu une forte baisse de ce taux au cours des dernières décennies (voir aussi Timæus et Moultrie, 2020). Par ailleurs, l'amplitude de cet intervalle sur la baisse du taux de fécondité entre 1978 et 2010 montre que – contrairement à ce qu'on a pu observer par le passé en Europe – cette baisse est portée principalement par l'augmentation des intervalles entre les grossesses à Nairobi ; à Dakar, elle y a contribué dans la même proportion que le report de l'entrée en maternité. Ces derniers résultats vont dans le sens de Caldwell et al. (1992), de Johnson-Hanks (2007), de Timæus et Moultrie

(2008 & 2013) et de Moultrie et al. (2012), qui ont postulé que l'évolution du taux de fécondité en Afrique serait différente de celle d'autres régions, où la limitation a joué un rôle central.

Enfin, en dernier lieu, nous avons vérifié si l'augmentation de l'intervalle entre les grossesses est portée principalement par les populations les moins nanties. En moyenne, de manière descriptive, et même en analyse multivariée, les femmes les plus éduquées espacent davantage leurs grossesses à Ouagadougou et à Nairobi, et moins à Dakar. Pour ce qui est du niveau de richesse du ménage, en moyenne les plus riches espacent plus leurs grossesses à Ouagadougou et à Dakar, mais aucune particularité n'est constatée à Nairobi. Par ailleurs, aucune différence significative vis-à-vis du niveau de richesse n'est remarquée à Dakar ni à Ouagadougou, selon le modèle de Cox. Ces résultats vont à l'encontre de la théorie de la « précarité », qui avance que l'instabilité socio-économique conduirait les femmes et les couples à attendre une situation favorable pour avoir un enfant supplémentaire (Johnson-Hanks, 2006, 2007; Timæus et Moultrie, 2008, 2013; Moultrie et al., 2012). Néanmoins, nos résultats en analyse multivariée de Cox confirment qu'à Nairobi, les plus pauvres espacent plus leurs grossesses que les plus riches, et que cette différence relève d'intervalles d'au moins cinq ans (résultat non présenté ici). L'adoption d'intervalles longs chez les plus pauvres à Nairobi semble suivre un raisonnement propre, correspondant aux arguments avancés par la théorie de la « précarité ». Dans ses travaux qualitatifs, Towriss (2014) a montré que le calcul entre les « coûts » et les « bénéfiques » des enfants prennent une place importante aujourd'hui à Korogocho et à Vivandani, deux bidonvilles de Nairobi, et que ce sont surtout les coûts prohibitifs associés aux enfants qui retardent leur venue. Ces populations en situation de précarité semblent donc avoir adopté un malthusianisme de la pauvreté, à la fois par l'espacement et par la limitation.

Enfin, la différence moins importante entre les différentes catégories socio-économiques concernant l'intervalle entre les grossesses à Dakar que dans les deux autres capitales – et globalement le fait qu'il est moins important – pourrait s'expliquer par le recours privilégié aux méthodes naturelles/traditionnelles dans cette ville. Cependant, les changements récents en matière de contraception moderne à Dakar et Ouagadougou devraient avoir augmenté cet intervalle et contribué à leur diffusion dans les différentes catégories socio-économiques après 2010.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ANTOINE, P. (2006). Analyse biographique de la transformation des modèles matrimoniaux dans quatre capitales africaines : Antananarivo, Dakar, Lomé et Yaoundé. *Cahiers québécois de démographie*, 35(2), 5-37. <https://doi.org/10.7202/018591ar>
- ANSD ET ICF. 2012. ENQUÊTE DÉMOGRAPHIQUE ET DE SANTÉ CONTINUE (EDS-Continue 2012-2013). Calverton, Maryland, USA: ANSD/Sénégal and ICF International.
- ANSD ET ICF (2017). Sénégal : Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue) 2016. Rockville, Maryland, USA: ANSD and ICF.
- ANSD ET ICF. (2018). Sénégal : Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue 2018). Rockville, Maryland, USA : ANSD et ICF.
- ANSD. (2014). Recensement général de la population, de l'habitat, de l'agriculture et de l'élevage (RGPHAE) 2013. Rapport final. Gouvernement du Sénégal.

- BAJOS, N., TEIXEIRA, M., ADJAMGBO, A., FERRAND, M., GUILLAUME, A. et ROSSIER, C. (2013). Tensions normatives et rapport des femmes à la contraception dans 4 pays africains. *Population*, 68(1), 17-39. <https://doi.org/10.3917/popu.1301.0017>
- BEAUALET-BOUTOUYRIE, S. (1990). La limitation des naissances : l'exemple de Verdun dans la deuxième moitié du XVIIIe siècle. *Annales de démographie historique*, 199-215. <https://doi.org/10.3406/adh.1990.1767>
- BENSON, A., CALHOUN, L., CORROON, M., GUEYE, A., GUILKEY, D., KEBEDE, E., LANCE, P., O'HARA, R., SPEIZER, I. S., STEWART, J. et WINSTON, J. (2018). The Senegal urban reproductive health initiative: a longitudinal program impact evaluation. *Contraception*, 97(5), 439-444. DOI:10.1016/j.contraception.2018.01.003
- BONGAARTS, J. (1978). A framework for analyzing the proximate determinants of fertility. *Population and Development Review*, 4(1), 105-132. <https://doi.org/10.2307/1972149>
- BONGAARTS, J. (2003). Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. *Population Studies*, 57(3), 321-335. <https://doi.org/10.1080/0032472032000137835>
- BONGAARTS, J. et CASTERLINE, J. (2013). Fertility Transition: Is sub-Saharan Africa Different? *Population and Development Review*, 38(s1), 153-168. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2013.00557.x>
- BOCQUIER, P. et KHASAKHALA, A. (2009). Factors influencing union formation in Nairobi, Kenya. *Journal of Biosocial Science*, 41(4), 433-455. DOI: 10.1017/S0021932009003319
- CALDWELL, J. C., ORUBULOYE, I. O. et CALDWELL, P. (1992). Fertility Decline in Africa: A New Type of Transition? *Population and Development Review*, 18(2), 211-242. <https://doi.org/10.2307/1973678>
- CASTERLINE, J. B. (2001). The Pace of Fertility Transition: National Patterns in the Second Half of the Twentieth Century. *Population and Development Review*, 27, 17-52. <http://www.jstor.org/stable/3115248>
- CASTERLINE, J. B. et ODDEN, C. (2016). Trends in Inter-Birth Intervals in Developing Countries 1965–2014. *Population and Development Review*, 42(2), 173-194. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2016.00134.x>
- BUREAU CENTRAL DE LA STATISTIQUE (BCS). (1996). *Kenya Population Census, 1989. Analytical Report Volume IV: Fertility and Nuptiality*. Gouvernement du Kenya.
- CLARK, S. et BRAUNER-OTTO, S. (2015). Divorce in sub-Saharan Africa: Are unions becoming less stable? *Population and Development Review*, 41(4), 583-605. <http://www.jstor.org/stable/24638576>
- CLARK, S., KOSKI, A. et SMITH-GREENAWAY, E. (2017). Recent trends in premarital fertility across sub-Saharan Africa. *Studies in Family Planning*, 48(1), 3-22. DOI:10.1111/sifp.12013
- CNP. (2000). *Politique Nationale de Population du Burkina Faso*. Ministère de l'Économie et des Finances. Gouvernement du Burkina Faso.
- COALE, A. J. (1974). The history of the human population. *Scientific American*, 231(3), 40-51. DOI:10.1038/scientificamerican0974-40
- DELAUNAY, V. et GUILLAUME, A. (2007). Sexualité et mode de contrôle de la fécondité chez les jeunes en Afrique subsaharienne. Dans A. Adjamgbo, Ph. Msellati et P. Vimard (dir.), *Santé de la reproduction et fécondité dans les pays du Sud : nouveaux contextes et nouveaux comportements* (p. 215-267). Academia-Bruylant.
- DIALLO, J. (2014). La politique de planification familiale au Sénégal : approche sanitaire et conflits de norme. *Autrepart*, 2(70), 41-55. <https://doi.org/10.3917/autr.070.0041>
- DOYLE, S. (2013). *Before HIV: Sexuality, Fertility and Mortality in East Africa, 1900-1980*. British Academy et Oxford University Press.

- FERRY, B. (1976). Données récentes sur la fécondité à Dakar (Sénégal). *Population*, (3), 717-722. DOI:10.2307/1530765
- FEENEY, G. (1994). Fertility decline in East Asia. *Science*, 266(5190), 1518-1523. DOI:10.1126/science.7985021
- FP2020. (s.d). <https://www.familyplanning2020.org/burkina-faso>
- FREEDMAN, R. (1979). Theories of fertility decline: A reappraisal. *Social Forces*, 58(1), 1-17. <https://doi.org/10.2307/2577781>
- GARENNE, M. (2018). Tendances de l'état nutritionnel des jeunes enfants dans les pays francophones du Sahel : 1990-2015. *FERDI* (No 245).
- GUENGANT, J. P. et MAY, J. F. (2011). Impact of the proximate determinants on the future course of fertility in sub-Saharan Africa. United Nations, Population Division. Expert Paper 2011/3.
- GURMU, E. et MACE, R. (2008). Fertility decline driven by poverty: the case of Addis Ababa, Ethiopia. *Journal of Biosocial Science*, 40(3), 339-358. DOI: 10.1017/S002193200700260X
- HIRSCHMAN, C. et YOUNG, Y. J. (2000). Social context and fertility decline in Southeast Asia: 1968-70 to 1988-90. *Population and Development Review*, 26, 11-39. <https://www.jstor.org/stable/3115210>
- HURAUULT, J. (1987). Un ouvrage méconnu : *Infécondité en Afrique Noire* d'Anne Retel-Laurentin. *Cahiers d'Études africaines*, 27(105-106), 177-185. <https://doi.org/10.3406/cea.1987.3199>
- INSD. (2012). *Énumération de la population de Ouagadougou et Bobo Dioulasso (EPOB)*. Gouvernement du Burkina Faso.
- INSD ET MACRO INTERNATIONAL. (2012). *Enquête démographique et de santé et indicateurs multiples (EDSBF-MICS IV). Burkina Faso 2010*. Gouvernement du Burkina Faso.
- JOHNSON-HANKS, J. (2002). On the modernity of traditional contraception: Time and the social context of fertility. *Population and Development Review*, 28(2), 229-249. <http://www.jstor.org/stable/3092811>
- JOHNSON-HANKS, J. (2006). *Uncertain honor. Modern Motherhood in an African crisis*. University of Chicago Press.
- JOHNSON-HANKS, J. (2007). Natural Intentions: Fertility Decline in the African Demographic and Health Surveys. *American Journal of Sociology*, 112(4), 1008-1043. <https://doi.org/10.1086/508791>
- JOHNSON-HANKS, J., BACHRACH, C. A., MORGAN, S. P. et KOHLER, H.-P. (2011). The theory of conjunctural action. Dans J. Johnson-Hanks, C. A. Bachrach, S. P. Morgan et H.-P. Kohler (dir.), *Understanding Family Change and Variation* (p. 1-22). Springer.
- KNODEL, J. (1987). Starting, stopping, and spacing during the early stages of fertility transition: The experience of german village populations in the 18th and 19th centuries. *Demography*, 24(2), 143-162. <https://doi.org/10.2307/2061627>
- KNODEL, J. (1977). Family limitation and the fertility transition: Evidence from the age patterns of fertility in Europe and Asia. *Population Studies*, 31(2), 219-249. <https://doi.org/10.2307/2173916>
- KNBS ET MACRO INTERNATIONAL. (2010). *Kenya Demographic and Health Survey*. Gouvernement du Kenya.
- KNBS. (2010a). *The 2009 Kenya Population and Housing Census. Counting Our People for the Implementation of Vision 2030. VOLUME I. Population Distribution by Age, Sex and Administrative Units*. Gouvernement du Kenya.
- KNBS. (2010b.). *The 2009 Kenya Population and Housing Census. Counting Our People for the Implementation of Vision 2030, VOLUME II, Population and Household Distribution by Socio-economic Characteristics*. Gouvernement du Kenya.

- KRAVDAL, Ø. (2002). Education and fertility in sub-Saharan Africa: Individual and community effects. *Demography*, 39(2), 233-250. <https://doi.org/10.2307/3088337>
- MASON, K. O. (1997). Explaining fertility transitions. *Demography*, 34(4), 443-454. <https://doi.org/10.2307/3038299>
- MCDONALD, P. (1984). Nuptiality and completed fertility: A study of starting, stopping and spacing behaviour. *World Fertility Survey Comparative Studies no 35*.
- MENSCH, B. S., GRANT, M. J. et BLANC, A. K. (2006). The changing context of sexual initiation in sub-Saharan Africa. *Population and Development Review*, 32(4), 699-727. <http://www.jstor.org/stable/20058924>
- MILLOGO, R. M. (2020). *Transition de la fécondité à Dakar, à Ouagadougou et à Nairobi : similitudes et divergences avec les schémas classiques* [thèse de doctorat]. Université de Genève.
- MOULTRIE, T. A., SAYI, T. S. et TIMÆUS, I. M. (2012). Birth intervals, postponement, and fertility decline in Africa: A new type of transition? *Population Studies*, 66(3), 241-258. <https://www.jstor.org/stable/41721306>
- NATIONAL RESEARCH COUNCIL. (1993). Factors affecting contraceptive use in Sub-Saharan Africa. National Academies. <https://nap.nationalacademies.org/catalog/2209/factors-affecting-contraceptive-use-in-sub-saharan-africa>
- NOTESTEIN, F. W. (1953). *Economic problems of population change*. Oxford University Press.
- OMWAMI, E. M. et OMWAMI, R. K. (2010). Public investment and the goal of providing universal access to primary education by 2015 in Kenya. *International Journal of Educational Development*, 30(3), 243-253. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2009.09.002>
- ORANJE, R. N. et ZULU, E. M. (2015). *Understanding Power in Sexual and Reproductive Health policy and Legislative reform Processes in Kenya*. Conférence de la Population Association of America.
- ORIS, M. (1988). Fécondité légitime et illégitime : les indigents de Huy (Belgique) de 1815 à 1875. *Annales de démographie historique* (p. 141-155). <https://www.jstor.org/stable/44384934>
- ORIS, M. (1995). La transition de la fécondité légitime dans le milieu urbain wallon et bruxellois. Dans D. Tabutin, T. Eggerixx et C. Gourbin (dir.), *Transitions démographiques et sociétés* (p. 359-379). Académia L'Harmattan.
- PERRENOUD, A. (1989). Les transitions démographiques. *Annales de démographie historique*. EHESS.
- PETIT, V. et O'DEYE, A. (2001). Changement socio-économique, communautés villageoises et diffusion de la planification familiale en milieu rural sénégalais. Dans F. Sandron et B. Gastineau (dir.), *Dynamiques familiales et innovations socio-démographiques. Etudes de cas dans les pays du Sud* (p. 71-97). L'Harmattan.
- PEYTRIGNET, M. C. (2019). *Fertility Regulation in Sub-Saharan Africa: The Role of Marital Sexual Inactivity* [thèse de doctorat]. Université de Genève.
- PISON, G., HILL, K. H., COHEN, B. et FOOTE, K. A. (1995). *Population dynamics of Senegal*. National Academy Press.
- PMA2020/BURKINA FASO. 2019. [HTTPS://WWW.PMADATA.ORG/SITES/DEFAULT/FILES/DATA_PRODUCT_RESULTS/PMA2020-BURKINA-R6-FP-BRIEF-FR.PDF](https://www.pmadata.org/sites/default/files/data_product_results/pma2020-burkina-r6-fp-brief-fr.pdf)
- ROSSIER, C., SOURA, A., BAYA, B., COMPAORÉ, G., DABIRÉ, B., DOS SANTOS, S., DUTHÉ, G., GNOUMOU, B., KOBIANÉ, J. F., KOUANDA, S., LANKOANDÉ, B., LEGRAND, T., MBACKE, C., MILLOGO, R., MONDAIN, N., MONTGOMERY, M., NIKIEMA, N., OUILI, I., PISON, G., RANDALL, S., SANGLI, G., SCHOUMAKER, B. et ZOURKALEINI, Y. (2012). The Ouagadougou Health and Demographic Surveillance System. *International Journal of Epidemiology*, 41(3), 658-666. DOI: 10.1093/ije/dys090

- ROSSIER, C. et CORKER, J. (2017). Contemporary Use of Traditional Contraception in sub-Saharan Africa. *Population and Development Review*, 43, 192-215. <https://www.jstor.org/stable/26622879>
- RUTSTEIN, S. O. (2015). *Steps to constructing the new DHS wealth index*. ICF International.
- SCHOUMAKER, B. (2009). *Stalls in fertility transitions in sub-Saharan Africa: Real or spurious?* Document de travail no 30. Département des sciences de la population et du développement, Université catholique de Louvain.
- SCHOUMAKER, B. (2013). A Stata module for computing fertility rates and TFRs from birth histories: tfr2. *Demographic Research*, 28, article 38, 1093-1144. DOI: 10.4054/DemRes.2013.28.38
- SCHOUMAKER, B. (2019). Stalls in Fertility Transitions in sub-Saharan Africa: Revisiting the Evidence. *Studies in Family Planning*, 50(3), 257-278. doi: 10.1111/sifp.12098
- SHAPIRO, D. et GEBRESELASSIE, T. (2009). Fertility Transition in Sub-Saharan Africa: Falling and Stalling. *African Population Studies*, 22(2). DOI: <https://doi.org/10.11564/23-1-310>
- SOW, B. (1994). Déterminants des intervalles intergénésiques. Dans Y. Charbit et S. Ndiaye (dir.), *La population du Sénégal* (p. 197-209). Centre d'études et de recherches sur les populations africaines et asiatiques.
- NATIONAL ACADEMIES OF SCIENCES, ENGINEERING, AND MEDICINE. (1995). *Population Dynamics of Senegal*. The National Academies Press. <https://doi.org/10.17226/4900>
- STOVER, J. (1998). Revising the proximate determinants of fertility framework: What have we learned in the past 20 years? *Studies in Family Planning*, 29(3), 255-267.
- THE POPULATION COUNCIL. (1969). GHANA: Official Policy Statement. *Studies in Family Planning*, 1(44), 1-7. <https://doi.org/10.2307/1965021>
- THIOMBIANO, B. G. et LEGRAND, T. K. (2014). Niveau et facteurs de ruptures des premières unions conjugales au Burkina Faso. *African Population Studies*, 28(3), 1432-1446.
- TIMÆUS, I. M. et MOULTRIE, T. A. (2008). On postponement and birth intervals. *Population and Development Review*, 34(3), 483-510. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2008.00233.x>
- TIMÆUS, I. M. et MOULTRIE, T. A. (2013). Distinguishing the impact of postponement, spacing and stopping on birth intervals: Evidence from a model with heterogeneous fecundity. *Journal of Biosocial Science*, 45(3), 311-330. DOI: <https://doi.org/10.1017/S0021932012000648>
- TIMÆUS, I. M. et MOULTRIE, T. A. (2020). Pathways to Low Fertility: 50 Years of Limitation, Curtailment, and Postponement of Childbearing. *Demography*, 57(1), 267-296. DOI:10.1007/s13524-019-00848-5
- TOWRISS, C. A. (2014). *Birth Intervals and Reproductive Intentions in Eastern Africa: Insights from Urban Fertility Transitions* [thèse de doctorat]. London School of Hygiene and Tropical Medicine.
- UNITED NATIONS. (2015). *World Population Prospects: The 2015 Revision*.
- UNITED NATIONS. (2019). *World Population Prospects: The 2019 Revision*.
- VAN BAVEL, J. (2004). Detecting stopping and spacing behaviour in historical demography: a critical review of methods. *Population*, 59(1), 117-128. <https://doi.org/10.2307/3654930>
- WAMUKOYA, M., BEGUY, D., MUIINDI, K., MUMAH, J. et MBERU, B. U. (2016). The Effect of Changing Proximate Determinants on Fertility Levels among Urban Poor Women in Kenya: Evidence from Nairobi's Informal Settlements, 2000-2012. *African Population Studies*, 30(3). <https://doi.org/10.11564/30-3-928>
- ZAN, L. M. (2016). Politiques de population et réduction de la fécondité au Burkina Faso : limites et perspectives. *African Population Studies*, 30(2). <https://doi.org/10.11564/30-2-869>