

## L'éducation de la femme importe-t-elle pour une réduction de la fécondité au Burkina Faso ?

Is women's education important for reducing fertility in Burkina Faso?

Auteur 1 : GOUMBRI Jean De Dieu

Auteur 2 : OUEDRAOGO Aminata.

Auteur 3 : DIANDA Issa.

GOUMBRI Jean De Dieu, Université Norbert ZONGO, Koudougou, Burkina Faso

OUEDRAOGO Aminata, Université Thomas SANKARA, Saaba, Burkina Faso

DIANDA Issa, Université Nazi Boni, Bobo Dioulasso, Burkina Faso

**Déclaration de divulgation :** L'auteur n'a pas connaissance de quelconque financement qui pourrait affecter l'objectivité de cette étude.

**Conflit d'intérêts :** L'auteur ne signale aucun conflit d'intérêts.

**Pour citer cet article :** GOUMBRI .J, OUEDRAOGO .A & DIANDA .I (2024) « L'éducation de la femme importe-t-elle pour une réduction de la fécondité au Burkina Faso ? », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 22 » pp: 0106 – 0127.

Date de soumission : Janvier 2024

Date de publication : Février 2024



DOI : 10.5281/zenodo.10580442  
Copyright © 2024 – ASJ



---

## Résumé

L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité au Burkina Faso au cours de la période 1971-2019. Les moindres carrés ordinaires entièrement modifiés, les moindres carrés ordinaires dynamiques et la régression de cointégration canonique sont utilisés pour les régressions. Des résultats, il ressort que le taux de scolarisation de la femme réduit la fécondité. De même, parmi les trois ordres d'éducation, l'éducation au supérieur est celui qui contribue le plus à la baisse de la fécondité. Ces résultats indiquent que des efforts doivent être consentis pour améliorer l'accès de la femme à l'enseignement supérieur afin de maîtriser la fécondité au Burkina Faso.

**Mots clés** : éducation ; femme ; fécondité ; Burkina Faso.

## Abstract

The objective of this paper is to analyze the effect of women's education on fertility in Burkina Faso over the period 1971-2019. Fully modified ordinary least squares, dynamic ordinary least squares and canonical cointegration regression are used for the regressions. The results show that women's level of schooling reduces fertility. Similarly, of the three levels of education, tertiary education is the one that contributes most to lower fertility. These results indicate that efforts must be made to improve women's access to higher education in order to control fertility in Burkina Faso.

**Key words**: education; women; fertility; Burkina Faso.

## 1. Introduction

Avec un indice synthétique de fécondité de 5,03 enfants par femme en 2020, le Burkina Faso figurait parmi les dix (10) pays ayant l'indice synthétique de fécondité le plus élevé dans le monde (World Bank, 2022). Il est généralement admis que dans les pays en développement à forte fécondité, la baisse de cette dernière est souhaitable. Une baisse de la fécondité réduit la dépendance démographique, favorise l'épargne et l'investissement (Osili & Long, 2008). De même, les pays qui maîtrisent leur fécondité sont plus en mesure d'augmenter l'investissement dans le capital humain et physique, d'assurer l'autonomisation de la femme et la stabilité politique, de réduire la pression sur les ressources et d'accroître le revenu par habitant (Ashraf et al., 2013; Bongaarts & Hodgson, 2022). Toutefois, la question fondamentale demeure comment réduire la fécondité ?

En réponse à cette question, l'éducation des filles et des jeunes femmes a toujours été considérée comme un moyen efficace de réduire la fécondité (Chen & Guo, 2022; United Nations, 1995). Cependant, on sait peu de choses sur le niveau d'éducation qui réduit la fécondité (Wusu & Isiugo-Abanihe, 2018). Au Burkina Faso, l'amélioration de l'éducation de la femme reste un défi de taille. En 2019, le taux de scolarisation au primaire, au secondaire et au supérieur est ressorti à 94,28%, 42% et 5,08% respectivement (World Bank, 2022).

La forte fécondité, couplée à la faiblesse de l'éducation de la femme suscite une question : quel est l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité au Burkina Faso ? L'objectif de cet article est d'analyser l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité au Burkina Faso. La suite du papier est organisée en cinq sections. La seconde section donne un aperçu de la revue de littérature. La troisième section présente la méthodologie et les données. Les résultats sont présentés et discutés dans la quatrième section. La dernière section conclut et fait des recommandations.

## 2. Niveau d'éducation de la femme et fécondité : une revue de littérature

Dans la littérature théorique, l'éducation de la femme est considérée comme un facteur déterminant de la fécondité (McCrary & Royer, 2011). L'effet de l'éducation sur la fécondité se fait à travers quatre canaux. Le premier canal a trait à l'accroissement du revenu lié à l'amélioration du niveau d'éducation de la gent féminine à travers la valorisation des connaissances et des compétences acquises de la femme sur le marché du travail, d'une part, et l'accouplement assortatif d'autre part (McCrary & Royer, 2011; Croix & Gobbi, 2017). En effet, un niveau d'éducation élevé permet à la femme d'avoir accès à des emplois mieux rémunérés et d'accroître subséquemment son revenu. De plus, en vertu de la théorie de l'appariement assortatif, une femme instruite est plus encline à se mettre en couple avec un

partenaire instruit (Behrman & Rosenzweig, 2002). Ce type d'appariement des plus instruits se traduit par une augmentation du revenu familial. Etant donné que la quantité et la qualité des enfants procurent une utilité aux couples et que les enfants sont considérés comme un bien normal (Becker 1960), l'amélioration du revenu de la femme lui permet d'avoir plus d'enfants (Behrman & Rosenzweig, 2002; Chen S. , 2022). Cette relation positive entre niveau d'éducation et fécondité est connue dans la littérature comme l'effet revenu de l'éducation. Au-delà de l'effet revenu, l'éducation exerce un effet substitution qui contribue à un déclin de la fécondité. Par le biais de l'accroissement du revenu de la femme, l'éducation accroît la valeur du temps de la femme et augmente ainsi le coût d'opportunité de la maternité (Becker G. S., 1960). Outre les coûts d'opportunité importants, Becker & Lewis (1973) soulignent que les parents les plus éduqués sont plus enclins à investir davantage dans le capital humain et la qualité de leurs enfants, augmentant le coût de la prise en charge de l'enfant et conduisant à une fécondité plus faible. Dans le même sens, Zhang & Zhao (2023) estiment qu'outre la préférence de la qualité à la quantité des enfants, les femmes les mieux éduquées sont centrées sur les loisirs et ne considèrent pas les enfants comme le seul centre d'intérêt de leur vie. Toutefois, cet effet négatif peut être partiellement atténué si l'éducation des enfants ne repose pas entièrement sur les femmes en raison de la disponibilité et de l'accessibilité des services de garde d'enfants. Par ailleurs, les femmes plus instruites, eu égard à leur niveau de revenu, dépendent moins des enfants pour leurs gains économiques ou pour leur assurance vieillesse (Mason, 1987). Par ce canal, l'éducation diminue la valeur des enfants aux yeux de la femme, réduisant par le même coup le nombre d'enfants désiré par les femmes.

Le second canal est lié à l'entrée tardive des femmes ayant un niveau d'éducation élevé dans le mariage et à l'augmentation de l'âge du premier accouchement du fait du temps plus long consacré à l'éducation (Chen, 2022; Le & Nguyen, 2020). La scolarisation et la maternité sont souvent incompatibles de sorte qu'une scolarisation plus longue de la femme retarde la formation de la famille et la procréation. Dans une société où le niveau de revenu est corrélé positivement au niveau d'instruction, et dans l'hypothèse de l'incompatibilité entre les études et le mariage, le mariage entraîne des coûts d'opportunité importants. Ceux-ci peuvent conduire les filles à tarder l'âge au premier mariage et à poursuivre les études.

Le troisième canal a trait à l'effet de l'éducation de la femme sur son comportement reproductif par le truchement des programmes d'études, à la fois en augmentant le stock global de connaissances en matière de santé et en facilitant leur utilisation efficace (Grossman, 1972; Rosenzweig & Schultz, 1989). L'éducation permet également aux femmes d'obtenir des informations sur la santé sexuelle et reproductives par le biais de la télévision, de la radio, des

journaux et de l'internet et ainsi d'adopter et d'utiliser plus efficacement les méthodes contraceptives modernes (Croix & Gobbi, 2017; Le & Nguyen, 2020).

Les évidences empiriques montrent que l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité est controversé. Une première vague d'auteurs trouve que la fécondité baisse avec le niveau d'éducation. Ce résultat est mis en exergue par Hailemariam (2022) dans les pays développés et les pays en développement. Dans cette même lancée, Kebede et al. (2022) trouvent que le nombre d'enfants désirés par les femmes en Afrique au Sud du Sahara baisse avec leur niveau d'éducation. Ce résultat est en phase avec ceux établis par Chen & Guo (2022) dans le cas de la Chine. Ces auteurs montrent que l'éducation de la femme réduit sa fécondité en retardant son entrée sur le marché du mariage et en augmentant le coût d'opportunité de l'éducation des enfants. De même, Zhang & Zhao (2023) soutiennent pour le cas de la Chine que l'éducation augmente l'âge au premier accouchement tout en réduisant la probabilité d'avoir un deuxième enfant ou plus. Dans le même sillage, Ali & Gurmu (2018) trouvent qu'en Egypte, l'éducation des femmes réduit le nombre d'enfants nés par femme et accroît l'âge des femmes à leur premier accouchement. Au Nigéria, Osili & Long (2008) montrent que la fécondité précoce baisse avec le niveau d'éducation de la femme. Des résultats similaires pour le même pays sont obtenus par Wusu & Isiugo-Abanihe (2018) pour qui l'éducation secondaire et supérieur de la femme réduisent la fécondité tandis que l'éducation primaire des femmes est inefficace pour réduire la fécondité. Dans la même lignée et pour le cas de l'Ouganda, Bbaale & Mpuga (2011) , montrent que l'éducation au niveau secondaire et plus joue un rôle très important dans la réduction de la fécondité.

D'autres études mettent en exergue l'effet non signification de l'éducation, notamment de la femme sur la fécondité. A cet égard, McCrary & Royer (2011) montrent qu'aux Etats Unis, l'éducation de la femme n'a pas d'impact significatif sur la fécondité. De même, au cours de la transition démographique en France, l'éducation n'a pas joué un rôle fondamental dans la baisse de la fécondité. Dans le cas de Taiwan, Kan & Lee (2018) montrent que l'amélioration de l'éducation de la femme n'a pas d'effet significatif sur la fécondité des femmes. Ce résultat est confirmé dans le cas de la Suède (Kramarz, Rosenqvist, & Skans, 2023).

En utilisant les données de l'enquête sociale générale de la Chine, Chen (2022) montre que chaque année d'éducation des femmes induite par l'expansion de l'enseignement supérieur augmente le nombre d'enfants nés, diminue la probabilité de ne pas avoir d'enfant et augmente la probabilité d'avoir deux enfants ou plus et augmente leur demande d'enfants. De plus, l'éducation n'entraîne pas d'augmentation de l'âge moyen au premier mariage. Fort et al.

(2016) montrent qu'en Europe continentale, l'éducation des femmes induite par les réformes de l'enseignement obligatoire augmente le nombre d'enfants.

### 3. Méthodologie et données

Dans cette section, la méthodologie et les données sont présentées. Après une présentation des modèles empiriques et des données, la méthode d'estimation est décrite.

#### 3.1. Spécification du modèle et données

A partir des travaux de Hailemariam (2022), le modèle linéaire suivant est formulé pour examiner l'effet de l'éducation de la femme sur l'indice synthétique de fécondité.

$$ISF = f(EducF, X) \quad (1)$$

où ISF est l'indice synthétique de fécondité. Il mesure le nombre moyen d'enfants par femme. *EducF* désigne le niveau d'éducation de la femme et *X* est un vecteur de variables de contrôle. En prenant en compte la dimension temporelle et les variables de contrôle, on obtient l'équation (2)

$$ISF_t = \alpha_0 + \alpha_1 Educ_t + \alpha_2 \ln PIBPC_t + \alpha_3 Mort_t + \alpha_4 Urb_t + \alpha_5 Glob_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

PIBPC est le produit intérieur brut par habitant. *Mort* désigne le taux de mortalité infantile. *Urb* est le taux d'urbanisation et *Glob* est l'indice de globalisation.

Le niveau de revenu est pris en compte à travers le produit intérieur brut par habitant à prix constant de 2015 en US\$. La théorie économique de la fécondité suggère qu'une augmentation du revenu par habitant a deux effets opposés (Hailemariam, 2022). D'une part, avec plus de ressources, les couples peuvent choisir d'avoir d'enfants. D'autre part, l'accroissement du revenu peut inciter les couples à demander moins d'enfants, en raison du coût d'opportunité de l'éducation des enfants. Le résultat global dépend de l'effet qui l'emporte. Au plan empirique, une première vague d'évidences suggèrent que le niveau de revenu réduit le taux de fécondité (Hacker & Roberts, 2019; Herzer et al., 2012; Jones & Tertilt, 2008). A contrario, d'autres travaux mettent en évidence l'effet positif du revenu sur la fécondité (Brückner & Schwandt, 2015; Gallego & Lafortune, 2023). Nous postulons que le revenu agit négativement sur la fécondité.

Le taux de mortalité infantile a été utilisé dans la littérature comme un déterminant de la fécondité (Doepke, 2005; Palloni & Rafalimanana, 1999; Spolaore & Wacziarg, 2022; Tabutin & Schoumaker, 2004). La fécondité est contrôlée lorsque la mortalité infantile est faible. Les couples ont ou désirent avoir plus d'enfants que le nombre souhaité lorsqu'ils s'attendent à ce que certains de ses enfants meurent (Schultz, 1997). Ainsi, une meilleure santé qui se traduit sous la forme d'une réduction de la mortalité infantile, diminue la demande de "remplacement" des enfants et donc la fécondité (Barlow & Vissandjée, 1999). Cette relation positive est mise

en évidence dans le contexte européen (Spolaore & Wacziarg, 2022) et africain (Tabutin & Schoumaker, 2004). Toutefois, dans les pays industrialisés et en Amérique latine, l'effet de la baisse de la mortalité infantile sur la fécondité a été très faible (Doepke, 2005; Palloni & Rafalimanana, 1999). Nous présumons que la mortalité infantile accroît la fécondité.

La mondialisation est également considérée comme un facteur contribuant à la convergence des comportements de fécondité (Hendi, 2017). La connexion d'un pays avec le reste du monde, via le commerce et les échanges culturels, peut conduire celui-ci à adopter les schémas et les formes institutionnelles de ses partenaires commerciaux riches et puissants. Ces pays approuvent généralement la baisse de la fécondité comme mode de développement. Ils dominent l'espace d'attention sur la scène mondiale, possèdent et font circuler des normes relatives à la baisse de la fécondité. Ces normes sont intégrées dans les biens et services et les pratiques quotidiennes à travers des Organisations Non Gouvernementales, des radios, des télévisions, l'internet, et les séries télévisées qui propagent les bienfaits de la baisse de la fécondité. L'insertion à la mondialisation est approximée par l'indice KOF de la mondialisation de Gygli et al. (2019). L'indice prend en compte les dimensions économique, politique et sociale de la mondialisation. Il est échelonné de 0 à 100 avec 100 désignant un niveau élevé d'insertion dans la mondialisation. Nous émettons l'hypothèse que la globalisation favorise une baisse de la fécondité.

De même, l'urbanisation agit sur la fécondité en augmentant les coûts liés à l'éducation des enfants, en favorisant la mutation des structures économiques et sociales, l'accès aux contraceptifs et l'évolution des mentalités (Dribe, 2009; Madsen et al., 2018; White et al., 2008). En milieu rural, les enfants sont utilisés dans la production agricole et assurent l'assurance vieillesse de leur parent, incitant ainsi ces derniers à avoir plus d'enfants contrairement à la ville (Bongaarts & Casterline, 2013; White et al., 2008). Nous supposons que la fécondité baisse avec le taux d'urbanisation.

Les données concernent le Burkina Faso et couvrent la période 1971-2019. L'indice de mondialisation est extrait de la base de Gygli et al. (2019) tandis que les autres variables proviennent des indicateurs de développement dans monde (World Bank, 2022).

Les statistiques descriptives sont présentées dans le tableau 1.

Au cours de la période 1971-2019, l'indice synthétique de la fécondité est ressorti à 6,51. Toutefois, ce chiffre cache l'évolution de l'indice dans le temps.

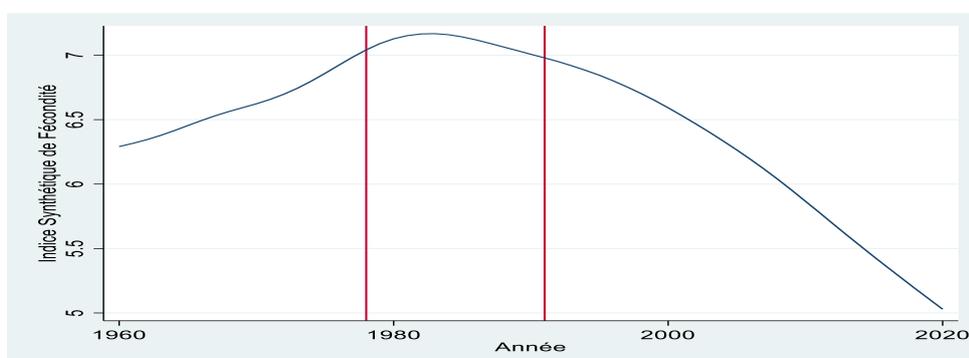
Tableau N°1: statistiques descriptives des variables utilisées

VARIABLES	Observations	Moyenne	Ecart Type	Minimum	Maximum
Taux d'urbanisation	49	16,56	7,371	5,861	29,98
Indice synthétique de fertilité	49	6,515	0,619	5,109	7,167
Taux de mortalité infantile	49	94,57	24,44	54,1	143,7
Taux brut de scolarisation au supérieur (fille)	45	1,176	1,446	0,00983	5,083
Taux brut de scolarisation secondaire (fille)	36	12,51	12,86	0,728	42,00
Taux brut de scolarisation primaire (fille)	49	40,10	28,29	9,015	95,28
Indice de mondialisation	49	35,43	9,476	24,53	52,39
PIB par habitant	49	427,1	129,3	274,3	716,0

**Source** : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale (2022) et Gygli et al. (2019)

Ainsi, la figure n°1 ci-après retrace l'évolution de l'indice synthétique de fécondité au Burkina Faso entre 1960 et 2020. Bien que les données utilisées pour l'estimation couvrent la période 1971-2019, la période utilisée pour les faits stylisés est plus longue en raison de la disponibilité des variables d'intérêt de la recherche. Le graphique montre également que globalement, la fécondité a augmenté au début des indépendances avant d'amorcer une tendance à la baisse. De 6,3 enfants par femme en 1960, l'ISF a augmenté au cours des deux décennies suivantes pour s'établir à 7 enfants au moins entre 1978 et 1990. Entre 1991 et 2008, l'ISF a été d'environ 6 enfants par femme avant d'atteindre la barre de 5 enfants à partir de 2009.

Figure N°1 : Evolution de l'indice synthétique de fécondité au Burkina Faso entre 1960 et 2020.

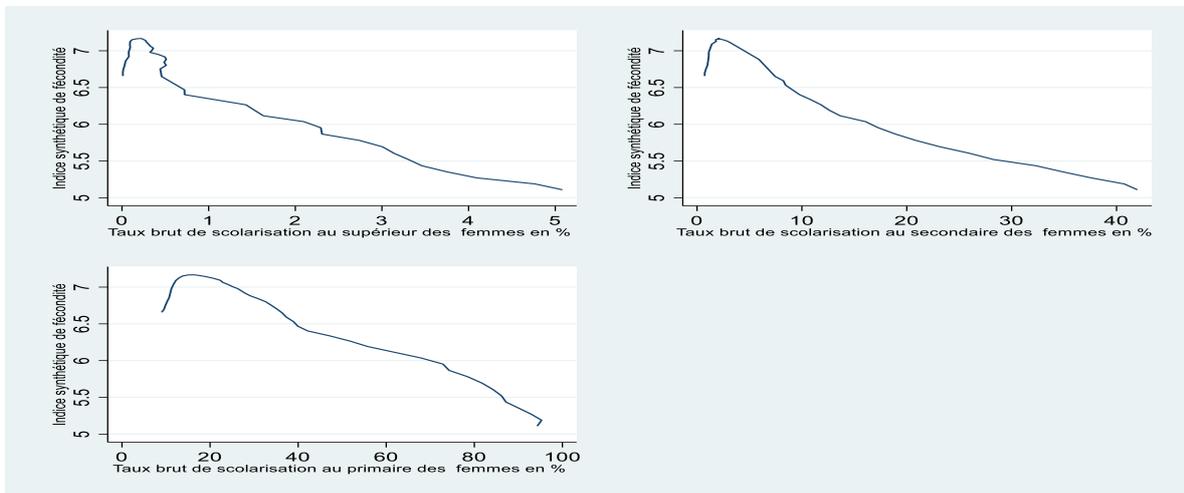


**Source** : Auteur, à partir des données de la Banque mondiale (2022)

Les données issues des différents recensements généraux de la population et de l'habitation (RGPH) confortent ces faits. De 6,7 enfants par femmes en 1975, l'ISF a augmenté pour atteindre 7,2 enfants en 1985 avant d'entamer une tendance à la baisse, passant à 6,8 en 1996 puis à 6,2 en 2006 et à 5,4 en 2019.

Le tableau montre également que le taux brut de scolarisation de la gent féminine au supérieur, au secondaire et au primaire s'est établi respectivement à 1,17 %, 12,51 % et 40,10 %. Théoriquement, la fécondité peut baisser avec le niveau d'éducation de la femme. La figure n°2 ci-après retrace l'évolution conjointe du taux de fécondité et du taux brut de scolarisation des filles au Burkina Faso entre 1960 et 2020.

Figure N°2 : Evolution conjointe de l'ISF et du taux de scolarisation au Burkina Faso entre 1960 et 2020



**Source :** Auteur, à partir des données de la Banque mondiale (2022)

Il en ressort qu'à la tendance à l'amélioration du niveau d'éducation de la femme correspond une baisse globale du taux de fécondité, suggérant ainsi une corrélation négative entre les deux variables. Le coefficient de corrélation linéaire entre le taux de scolarisation de la gent féminine au supérieur, au secondaire et au primaire et l'ISF est respectivement de -0,9626, -0,9609 et -0,9575 et significatif à 1%, confirmant ainsi une corrélation négative et forte entre ces deux variables.

### 3.2. Méthode d'estimation

Pour estimer l'effet du niveau d'éducation de la femme sur la fécondité, et prenant appui sur les travaux précédents (Bhattacharya, Churchill, & Paramati, 2017; Dzator, Acheampong, & Dzator, 2022; Fankem & Houli, 2019), nous utilisons les moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS), les moindres carrés ordinaires dynamiques (DOLS) et la régression de cointégration canonique (CCR) pour les estimations. Ces méthodes prennent en

charge l'endogénéité des variables et la cointégration. Des variables utilisées dans notre modèle sont présumées endogènes en raison de la double causalité. Il s'agit de l'éducation, de l'urbanisation et du revenu. En effet, si la fécondité affecte l'éducation, cette dernière aussi affecte l'éducation (Diebolt et al., 2017). Pour Chen (2022), les femmes qui ont l'intention d'avoir d'autres enfants peuvent interrompre leur cursus scolaire plus tôt. De même, une grossesse précoce peut empêcher la poursuite des études (Chen & Guo, 2022). En outre, il est établi dans la littérature que la transition démographique affecte le processus d'urbanisation (Dyson, 2011). Par ailleurs, la baisse de la fécondité peut entraîner un accroissement du niveau de revenu (Karra et al., 2017).

L'estimateur FMOLS est une méthode non paramétrique qui prend en compte l'existence éventuelle d'une corrélation sérielle tout en résolvant le problème d'endogénéité des variables explicatives qui résultent de la cointégration (Bhattacharya et al., 2017). Aussi, les estimateurs issus de la régression avec cette méthode restent valides en présence d'hétérogénéité dans la relation de cointégration (Pedroni, 2001a). L'estimateur DOLS utilise un ajustement paramétrique pour les erreurs en augmentant la régression statistique avec des lags et des leads et des valeurs contemporaines des régresseurs en différences premières (Fankem et Houli, 2019). Il prend en charge l'endogénéité et la corrélation sérielle et fournissent des estimateurs non biaisés (Pedroni, 2001b). Quant à l'estimateur CCR, il a été introduit par Park (1992) et utilise des données transformées. La transformation consiste à faire des ajustements du processus intégré en utilisant des composantes stationnaires dans la régression de cointégration.

#### **4. Résultats et interprétation**

Les tests préliminaires (stationnarité et cointégration) indiquent l'existence d'une cointégration entre les variables. En effet, nous avons effectué un test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté sur les variables dont le résultat est reporté dans le tableau ci-après. Il en ressort que le taux d'urbanisation et les taux brut de scolarisation des filles sont stationnaires en différence seconde. L'indice synthétique de fécondité, la mondialisation et le PIB par habitant sont intégrés d'ordre 1 tandis que le taux de mortalité infantile est stationnaire à niveau.

Tableau N°2 : Résultat du test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté du modèle

Variables	Niveau	En 1 <sup>ere</sup>	différence En seconde	différence Conclusion
ISF	6.348	-3.584**		I(1)
Taux d'urbanisation	-2,922	-3,117	-4,625***	I(2)
LnPIBPC	-2,541	-4,720 ***		I(1)
Taux de mortalité infantile	-8.682 ***			I(0)
Taux de scolarisation au supérieur	7,051	-2,643*	-9,104 ***	I(2)
Taux de scolarisation au secondaire	8.754	-1.561	-7.706***	I(2)
Taux de scolarisation au primaire	3.591	-2.311	-6.881	I(2)
Mondialisation	1.029	-6.823***		I(1)

\*\*\*, \*\* et \* indiquent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

**Source** : Auteurs

Ainsi, après avoir établi la non stationnarité de certaines variables, nous procédons à la vérification de l'existence ou non d'une relation à long terme entre les variables à travers le test de cointégration de Johansen.

Les résultats du test de la valeur propre maximale sur les variables montrent que pour la première hypothèse nulle, la trace statistique de la valeur propre calculée est supérieure au seuil retenu : on rejette l'hypothèse nulle  $H_0$  d'absence de relation de cointégration. Par contre, on ne rejette pas l'hypothèse alternative selon laquelle il existe au moins une relation de cointégration entre les variables.

Les résultats du test de cointégration sont fournis dans les tableaux 3, 4 et 5 ci-après.

*Tableau N°3 : Test de cointégration de Johansen du modèle de l'indice synthétique de fécondité (Primaire)*

<b>Test de la trace sur les variables</b>							
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>trace statistic</b>	<b>5% critical value</b>	<b>1% critical value</b>	<b>critical</b>
		252.717	225.356				
0	42	83	5	94.15	103.18	0	
		304.741					
1	53	57	0.89071	121.3091	68.52	1	
		329.928					
2	62	67	0.65761	70.9349	47.21	2	
		346.741					
3	69	36	0.51102	37.3095	29.68	3	
		360.173		10.4459*1*			
4	74	14	0.43536	5	15.41	4	
		364.968					
5	77	83	0.18460	0.8545	3.76	5	
		365.396					
6	78	11	0.01802			6	
<b>Test de la valeur propre maximale</b>							
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>max statistic</b>	<b>5% critical value</b>	<b>1% critical value</b>	<b>critical</b>
		252.717	104.047				
0	42	83	5	39.37	45.10		
		304.741					
1	53	57	0.89071	50.3742	33.46	38.77	
		329.928					
2	62	67	0.65761	33.6254	27.07	32.24	
		346.741					
3	69	36	0.51102	26.8636	20.97	25.52	
		360.173					
4	74	14	0.43536	9.5914	14.07	18.63	
		364.968					
5	77	83	0.18460	0.8545	3.76	6.65	
		365.396					
6	78	11	0.01802				

**Source :** Auteurs

*Tableau N°4 : Test de cointégration de Johansen du modèle de l'indice synthétique de fécondité (secondaire)*

<b>Test de la trace sur les variables</b>								
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>trace statistic</b>	<b>5% value</b>	<b>critical</b>	<b>1% value</b>	<b>critical</b>
		306,381	174,557					
0	30	58	8	68,52	76,07			
		353,599						
1	39	42	0,86591	80,1221	47,21		54,46	
		375,523						
2	46	29	0,60660	36,2744	29,68		35,65	
		387,186		12,9475*1*				
3	51	74	0,39123	5	15,41		20,04	
		393,439						
4	54	56	0,23362	0,4418	3,76		6,65	
		393,660						
5	55	49	0,00936					

<b>Test de la valeur propre maximale</b>								
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>max statistic</b>	<b>5% value</b>	<b>critical</b>	<b>1% value</b>	<b>critical</b>
		306,381						
0	30	58	94,4357	33,46	38,77			
		353,599						
1	39	42	0,86591	43,8477	27,07		32,24	
		375,523						
2	46	29	0,60660	23,3269	20,97		25,52	
		387,186						
3	51	74	0,39123	12,5057	14,07		18,63	
		393,439						
4	54	56	0,23362	0,4418	3,76		6,65	
		393,660						
5	55	49	0,00936					

**Source :** Auteurs

*Tableau N°5 : Test de cointégration de Johansen du modèle de l'indice synthétique de fécondité (supérieur)*

<b>Test de la trace sur les variables</b>							
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>trace statistic</b>	<b>5% critical value</b>	<b>1% critical value</b>	<b>critical value</b>
		346.082	223.313				
0	42	2	9	94.15	103.18		
		398.832					
1	53	18	0.89404	117.8139	68.52	76.07	
		424.244					
2	62	47	0.66087	66.9894	47.21	54.46	
		438.661					
3	69	5	0.45854	38.1553	29.68	35.65	
		448.567					
4	74	92	0.34397	18.3425*1	15.41	20.04	
		455.450					
5	77	28	0.25388	4.5777	3.76	6.65	
		457.739					
6	78	14	0.09281				
<b>Test de la valeur propre maximale</b>							
<b>maximum rank</b>	<b>par ms</b>	<b>LL</b>	<b>eigenvalue</b>	<b>max statistic</b>	<b>5% critical value</b>	<b>1% critical value</b>	<b>critical value</b>
		346.082	105.500				
0	42	2	0	39.37	45.10		
		398.832					
1	53	18	0.89404	50.8246	33.46	38.77	
		424.244					
2	62	47	0.66087	28.8341	27.07	32.24	
		438.661					
3	69	5	0.45854	19.8128	20.97	25.52	
		448.567					
4	74	92	0.34397	13.7647	14.07	18.63	
		455.450					
5	77	28	0.25388	4.5777	3.76	6.65	
		457.739					
6	78	14	0.09281				

**Source :** Auteurs

Au regard des résultats sus-indiqué, nous utilisons donc les moindres carrés ordinaires entièrement modifiés, les moindres carrés ordinaires dynamiques et la régression de cointégration canonique pour les estimations. Le résultat des estimations est consigné dans le tableau 2 suivant.

Des estimations, il ressort que le coefficient associé au taux de scolarisation de la femme au primaire, au secondaire et au supérieur est négatif et significatif au seuil de 1%. L'éducation de la femme au Burkina Faso est un facteur contribuant à la baisse de la fécondité. Toutefois, l'éducation au supérieur contribue le plus à la baisse de la fécondité. Une amélioration de l'accès à l'éducation au supérieur se traduisant par un accroissement du taux brut de scolarisation de la femme au supérieur d'un point de pourcentage a pour effet, une baisse de l'indice synthétique de fécondité de 0,16 à 0,20 enfant. Par contre, une amélioration du taux brut de scolarisation de la femme au secondaire et au primaire d'un point de pourcentage contribue à la baisse de la fécondité de 0,022 à 0,025 enfant par femme et de 0,020 à 0,026 enfant par femme, respectivement.

Tableau N°6 : Résultat des estimations de l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité

Variables	FMOLS			DOLS			CCR		
	Supérieur	Secondaire	Primaire	Supérieur	Secondaire	Primaire	Supérieur	Secondaire	Primaire
Taux brut de scolarisation	-0,202*** (0,023)	-0,024*** (0,003)	- 0,026*** (0,002)	- 0,164*** (0,030)	-0,022*** (0,001)	- 0,020*** (0,004)	-0,204*** (0,029)	-0,025*** (0,004)	-0,026*** (0,002)
Urbanisation	-0,079*** (0,014)	-0,058** (0,021)	-0,045*** (0,016)	- 0,096*** (0,027)	-0,108*** (0,006)	-0,101* (0,052)	-0,080*** (0,013)	-0,067*** (0,021)	-0,047*** (0,015)
Log PIB par habitant	-0,517* (0,298)	-0,621 (0,492)	-0,757** (0,325)	0,258 (0,901)	-1,249** (0,178)	-0,017 (1,226)	-0,490 (0,363)	-0,445 (0,597)	-0,831** (0,396)
Mortalité Infantile	-0,029*** (0,003)	-0,029*** (0,003)	-0,030*** (0,003)	- 0,032*** (0,005)	-0,036*** (0,002)	- 0,038*** (0,008)	-0,030*** (0,002)	-0,029*** (0,003)	-0,030*** (0,003)
Indice de mondialisation	-0,030*** (0,008)	-0,044*** (0,013)	-0,003 (0,010)	- 0,055*** (0,016)	0,002 (0,005)	-0,021 (0,024)	-0,030*** (0,010)	-0,041** (0,016)	0,001 (0,012)
Constante	15,005*** (1,624)	15,741*** (2,641)	15,792*** (1,743)	11,609** (4,563)	19,317*** (0,973)	13,393** (5,547)	14,878*** (1,978)	14,806*** (3,297)	16,184*** (2,123)
$R^2$	0,995	0,994	0,992	0,995	0,994	0,999	0,995	0,994	0,992
$R^2$ ajusté	0,994	0,993	0,991	0,994	0,992	0,997	0,994	0,992	0,991

Note: Les écarts types sont entre parenthèse et \*\*\*, \*\* et \* indiquent respectivement la significativité à 1%, 5% et 10%.

Source : Estimations des Auteurs

Les statistiques de l'INSD (2017) indiquent qu'en 2015, l'ISF est de 3,3 enfants pour les femmes ayant un niveau d'éducation secondaire et plus, 4,8 pour les femmes ayant un niveau primaire et 5,9 enfants pour celles qui sont sans niveau d'instruction. Ce résultat s'explique par l'entrée plus tardive en vie féconde de la femme en raison du temps plus long consacré à la scolarisation. A cet égard, Misunas et al. (2021) trouvent que dans le pays, un niveau d'éducation moins élevé chez les filles est associé au mariage précoce. Aussi, en raison de l'accouplement assortatif, l'amélioration du niveau d'instruction de la femme conduit à la formation de couple avec des époux plus instruits et à la nucléarisation des familles. A cet égard, l'Institut National de la Statistique et de la Démographie, INSD (2022 a) a révélé que plus le niveau d'instruction du chef de ménage augmente, plus petite est la taille du ménage. La taille du ménage va de 5,7 chez les chefs de ménages qui n'ont aucun niveau à 3,4 pour ceux qui ont un niveau supérieur. De plus, les femmes les plus instruites sont plus perméables à l'adoption et à l'utilisation des méthodes contraceptives. La prévalence contraceptive est de 19,6 pour les femmes sans niveau d'instruction contre respectivement 32,4% et 41,7% pour les femmes ayant un niveau primaire et secondaire ou plus (Ministère de la Santé , 2022). Nos résultats suivant lesquels l'accès de la femme à l'éducation, en particulier au niveau supérieur, contribue au déclin de la fécondité confortent ceux établis au Nigéria par Wusu & Isiugo-Abanihe (2018) et en Ouganda par Bbaale & Mpuga (2011).

Trois variables de contrôle sont significatives : le taux d'urbanisation, la mortalité infantile et la mondialisation. Ces variables sont négatives et significatives aux seuils conventionnels. Ainsi, la fécondité baisse avec le processus d'urbanisation, l'insertion dans la mondialisation et la mortalité infantile.

## 5. Conclusion

La maîtrise de la démographie est un défi pour les pouvoirs publics au Burkina Faso. En s'inscrivant dans la vague de la littérature sur les déterminants de la fécondité, cette recherche a pour objet d'analyser l'effet de l'éducation de la femme sur la fécondité au Burkina Faso pour la période 1971-2019. A cet égard, trois méthodes d'estimation ont été mobilisées : les moindres carrés ordinaires entièrement modifiés, les moindres carrés ordinaires dynamiques et la régression de cointégration canonique. Les résultats indiquent que l'amélioration du taux de scolarisation de la femme réduit l'indice synthétique de fécondité. Plus exactement, l'amélioration du taux brut de scolarisation au primaire, au secondaire et au supérieur contribue, toutes choses égales par ailleurs, à une baisse de l'indice synthétique de fécondité respectivement de 0,16-0,20, 0,022-0,025 et 0,020-0,026 enfant par femme. L'enseignement supérieur est donc l'ordre d'enseignement qui contribue le plus à la baisse de la fécondité au Burkina Faso. Ces résultats impliquent que pour maîtriser la fécondité dans le pays, des efforts doivent être consentis pour l'amélioration de l'accès de la gent féminine à l'enseignement supérieur.

## Bibliographie

- Ali, F. R., & Gurmu, S. (2018). The impact of female education on fertility: a natural experiment from Egypt. *Review of Economics of the Household* , 681–712 .
- Ashraf, Q. H., Weil, D. N., & Wilde, J. (2013). The Effect of Fertility Reduction on Economic Growth. *Population and Development Review*, 39(2), 97-130.
- Barlow, R., & Vissandjée, B. (1999). Determinants of National Life Expectancy. *Canadian Journal of Development Studies*, 20(1), 9-29.  
doi:<http://dx.doi.org/10.1080/02255189.1999.9668787>
- Bbaale, E., & Mpuga, P. (2011). Female Education, Contraceptive Use, and Fertility: Evidence from Uganda. *Consilience: The Journal of Sustainable Development*, 6(1), 20-47.
- Becker, G. S. (1960). An Economic Analysis of Fertility. Dans G. B. Roberts, *Demographic and Economic Change in Developed Countries* (pp. 209-240). Columbia University Press.
- Becker, G., & Lewis, H. G. (1973). On the Interaction between the Quantity and Quality of Children. *Journal of Political Economy*, 81(2), S279-S288.
- Behrman, J. R., & Rosenzweig, M. R. (2002). Does Increasing Women's Schooling Raise the Schooling of the Next Generation? *American Economic Review*, 92(1), 323-334.
- Bhattacharya, M., Churchill, S. A., & Paramati, S. R. (2017). The dynamic impact of renewable energy and institutions on economic output and CO2 emissions across regions. *Renewable Energy*, 111, 157-167. doi:<https://doi.org/10.1016/j.renene.2017.03.102>
- Bongaarts, J., & Casterline, J. (2013). Fertility Transition: Is sub-Saharan Africa Different? *Population and Development Review*, 153-168.
- Bongaarts, J., & Hodgson, D. (2022). Does Fertility Decline Stimulate Development? Dans J. Bongaarts, & D. Hodgson, *Fertility Transition in the Developing World* (pp. 85–95). Springer Cham.
- Brückner, M., & Schwandt, H. (2015). Income and Population Growth. *The Economic Journal*, 125(589), 1653–1676. doi:<https://doi.org/10.1111/eoj.12152>
- Chen, J., & Guo, J. (2022). The effect of female education on fertility: Evidence from China's compulsory schooling reform. *Economics of Education Review*, 88.
- Chen, S. (2022). The Positive Effect of Women's Education on Fertility in Low-Fertility China. *European Journal of Population* , 38, 125-161.
- Croix, D. d., & Gobbi, P. E. (2017). Population density, fertility, and demographic convergence in developing countries. *Journal of Development Economics*, 127, 13-24.

- Diebolt, C., Menard, A.-R., & Perrin, F. (2017). Behind the fertility–education nexus: what triggered the French development process? *European Review of Economic History*, 21(4), 357-392.
- Doepke, M. (2005). Child mortality and fertility decline: Does the Barro-Becker model fit the facts? *Journal of Population Economics*, 18, 337-366. doi:<https://doi.org/10.1007/s00148-004-0208-z>
- Dribe, M. (2009). Demand and supply factors in the fertility transition: a county-level analysis of age-specific marital fertility in Sweden, 1880–1930. *European Review of Economic History*, 13(1), 65-94. doi:<https://doi.org/10.1017/S1361491608002372>
- Dyson, T. (2011). The Role of the Demographic Transition in the Process of Urbanization. *Population and Development Review*, 37, 34-54.
- Dzator, J., Acheampong, A. O., & Dzator, M. (2022). Urbanisation and Sustainable Development:Econometric Evidence from Australia. Dans T. Chaiechi, & J. Wood, *Community Empowerment, Sustainable Cities,and Transformative Economies* (pp. 95-110). Springer Nature. doi:[https://doi.org/10.1007/978-981-16-5260-8\\_7](https://doi.org/10.1007/978-981-16-5260-8_7)
- Fankem, G. S., & Houli, M. S. (2019). Consommation d'énergie électrique et croissance économique en Afrique Centrale. *African Development Review*, 31(2), 230–244. doi:<https://doi.org/10.1111/1467-8268.12380>
- Fort, M., Schneeweis, N., & Winter-Ebmer, R. (2016). Is Education Always Reducing Fertility? Evidence from Compulsory Schooling Reforms. *The Economic Journal*, 126(595), 1823–1855.
- Gallego, F., & Lafortune, J. (2023). Baby commodity booms? The impact of commodity shocks on fertility decisions and outcomes. *Journal of Population Economics*, 295-320.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255. doi:<https://doi.org/10.1086/259880>
- Gygli, S., Haelg, F., Potrafke, N., & Sturm, J.-E. (2019). The KOF Globalisation Index – revisited. *The Review of International Organizations*. doi:<https://doi.org/10.1007/s11558-019-09344-2>
- Hacker, D. J., & Roberts, E. (2019). Fertility decline in the United States, 1850-1930: New evidence from complete-count datasets. *Annales de démographie historique*, 2019/2(138), 143 -177. doi:<https://doi.org/10.3917/adh.138.0143>
- Hailemariam, A. (2022). Income and differential fertility: evidence from oil price shocks. *Journal of Demographic Economics*, 1-24. doi:<https://doi.org/10.1017/dem.2022.8>

- Hendi, A. S. (2017). Globalization and Contemporary Fertility Convergence. *Social Forces*, 96(1), 215-238. doi:<https://doi.org/10.1093/sf/sox044>
- Herzer, D., Strulik, H., & Vollmer, S. (2012). The long-run determinants of fertility: one century of demographic change 1900–1999. *Journal of Economic Growth*, 17(4), 357–385.
- Institut national de la statistique et de la démographie. (2017). *Livret genre : Femmes et Hommes au Burkina Faso en 2016*. Ouagadougou.
- Institut national de la statistique et de la démographie. (2022 a). *Résultats du 5e RGPH, Volume 2 : Caractéristiques menages et de la population*. Ouagadougou.
- Jones, L. E., & Tertilt, M. (2008). An Economic History of Fertility in the United States: 1826–1960. Dans P. Rupert, *Frontiers of Family Economics* (pp. 165-230). Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Kan, K., & Lee, M.-J. (2018). The effects of education on fertility: Evidence from Taiwan. *Economic Inquiry*, 56(1), 343-357.
- Karra, M., Canning, D., & Wilde, J. (2017). The Effect of Fertility Decline on Economic Growth in Africa: A Macrosimulation Model. *Population and Development Review*, 43(S1), 237-263. doi:<https://doi.org/10.1111/padr.12009>
- Kebede, E., Striessnig, E., & Goujon, A. (2022). The relative importance of women's education on fertility desires in sub-Saharan Africa: A multilevel analysis. *Population Studies*, 76(1), 137-156. doi: <https://doi.org/10.1080/00324728.2021.1892170>
- Kramarz, F., Rosenqvist, O., & Skans, O. N. (2023). How family background shapes the relationship between human capital and fertility. *Journal of Population Economics*, 36, 235–262.
- Le, K., & Nguyen, M. (2020). Shedding light on maternal education and child health in developing countries. *World Development*, 133.
- Madsen, J. B., Moslehi, S., & Wang, C. (2018). What Has Driven the Great Fertility Decline in Developing Countries since 1960? *The Journal of Development Studies*, 54(4). doi:<https://doi.org/10.1080/00220388.2017.1303675>
- Mason, K. O. (1987). The impact of women's social position on fertility in developing countries. *Sociological Forum*, 2(4), 718-745.
- McCrary, J., & Royer, H. (2011). The Effect of Female Education on Fertility and Infant Health: Evidence from School Entry Policies Using Exact Date of Birth. *American Economic Review*, 101(1), 158-195.

- Ministère de la Santé . (2022). *Plan National de Planification Familiale (PNPF) 2021-2025*. Ouagadougou.
- Misunas, C., Erulkar, A., Apicella, L., Ngô, T., & Psaki, S. (2021). What Influences Girls' Age at Marriage in Burkina Faso and Tanzania? Exploring the Contribution of Individual, Household, and Community Level Factors. *Journal of Adolescent Health* , S46-S56.
- Osili, U. O., & Long, B. T. (2008). Does female schooling reduce fertility? Evidence from Nigeria. *Journal of Development Economics*, 87(1), 57-75.
- Palloni, A., & Rafalimanana, H. (1999). The effects of infant mortality on fertility revisited: new evidence from latin america. *Demography*, 36, 41-58. doi:<https://doi.org/10.2307/2648133>
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica*, 60(1), 119-143.
- Pedroni, P. (2001a). Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels. Dans B. H. Baltagi, T. B. Fomby, & R. C. Hill, *Nonstationary Panels, Panel Cointegration, and Dynamic Panels* (pp. 93-130). Emerald Group Publishing Limited. doi:[https://doi.org/10.1016/S0731-9053\(00\)15004-2](https://doi.org/10.1016/S0731-9053(00)15004-2)
- Pedroni, P. (2001b). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, 83(4), 727-731.
- Rosenzweig, M. R., & Schultz, T. P. (1989). Schooling, Information and Nonmarket Productivity: Contraceptive Use and Its Effectiveness. *International Economic Review*, 30(2), 457-477.
- Schultz, P. T. (1997). Demand for children in low income countries. Dans M. R. Rosenzweig, & O. Stark, *Handbook of Population and Family Economics* (Vol. 1, pp. 349-430).
- Spolaore, E., & Wacziarg, R. (2022). Fertility and Modernity. *The Economic Journal*, 132(642), 796-833. doi:<https://doi.org/10.1093/ej/ueab066>
- Tabutin, D., & Schoumaker, B. (2004). La démographie de l'Afrique au sud du Sahara des années 1950 aux années 2000: Synthèse des changements et bilan statistique. *Population*, 59(3/4), 521-622.
- United Nations. (1995). *Women's education and fertility behaviour : recent evidence from the demographic and health surveys*. Population Division, New York.
- White, M. J., Muhidin, S., Andrzejewski, C., Tagoe, E., Knight, R., & Reed, H. (2008). Urbanization and Fertility: An Event-History Analysis of Coastal Ghana. *Demography*, 45(4), 803-816. doi:<https://doi.org/10.1353/dem.0.0035>
- World Bank. (2022). *World Development Indicators*. Washington, DC.

Wusu, O., & Isiugo-Abanihe, U. C. (2018). Consistency of the effects of female education on fertility across the north–south Demographic Divide in Nigeria, 2003–2013. *Journal of Biosocial Science*, 51(1), 138-153.

Zhang, Z., & Zhao, Z. (2023). Women's education and fertility in China. *China Economic Review*, 78.