

# CIREM Working Paper Series

ISSN number : 3079-8426

WORKING PAPER  
No. 2025/001-02

UNIVERSITÉ PROTESTANTE AU CONGO

---

## Déterminants macroéconomiques de la pauvreté en Afrique subsaharienne : une analyse par l'approche bayésienne

KARIM OMONGA

Cite as :

Omonga, Karim Mulamba, 2025, “Déterminants macroéconomiques de la pauvreté en Afrique subsaharienne : une analyse par l'approche bayésienne,” CIREM Working Paper, no. 2025/001-02.

© January 2025 CIREM WPS. All rights reserved.

Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique

*Center for Interuniversity Research on Mathematical Economics.*

# Éditorial

CIREM WORKING PAPER SERIES est une collection de travaux de recherche publiés par le Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique (CI-REM), basé à l'Université Protestante au Congo (UPC). La série vise à diffuser des recherches théoriques et appliquées en mathématiques et en économie, couvrant des domaines tels que la microéconomie, la macroéconomie, l'économétrie, la statistique, la théorie des jeux, les modèles d'équilibre général, ainsi que des travaux en philosophie, épistémologie, métamathématique et logique.

Les travaux publiés sont soumis à une sélection rigoureuse et à un processus d'arbitrage interne garantissant leur qualité scientifique et leur pertinence académique. Cette démarche vise à offrir aux chercheurs un espace de discussion et d'enrichissement de leurs analyses, aux décideurs des perspectives fondées sur des approches rigoureuses, et aux praticiens des outils et modèles adaptés aux réalités économiques. L'objectif de la série est, d'une part, de favoriser un affinage critique du contenu des travaux de recherche sélectionnés et, d'autre part, de les rendre accessibles aux chercheurs, décideurs et praticiens avant leur soumission formelle à des revues académiques ou à d'autres instances de publication.

## *Directeur de publication*

Jean-Paul K. Tsasa

## *Membres du comité éditorial*

Jean-Pierre Afumba, Patrick Bakengela, Josue Diwambuena, Karim Omonga, Dieumerici Zumbu.

CIREM – Centre Interuniversitaire de Recherche en Économie Mathématique  
Université Protestante au Congo (Campus du Centenaire)

Adresse : Croisement des avenues de Libération et, Boulevard Triomphal,  
B.P. 4745 Kinshasa II, Lingwala, RDC

Email : [cirem@upc.ac.cd](mailto:cirem@upc.ac.cd)

Site web : <https://upc.ac.cd/cirem-working-paper-series>

Tél. : +243 81 94 93 358

X : @CIREMath

# Déterminants macroéconomiques de la pauvreté en Afrique subsaharienne : une analyse par l'approche bayésienne

Karim Omonga\*

## Résumé

En recourant aux récentes techniques d'inférence bayésienne (BMA et WALS) pour prendre en compte l'incertitude sur les « vrais » déterminants de la pauvreté, cet article permet d'identifier les indicateurs qui influencent la pauvreté parmi un grand nombre de variables explicatives candidates. Ces techniques d'inférence bayésienne semblent particulièrement bien adaptées dans le cas d'un manque de consensus sur les déterminants d'une variable dépendante en l'occurrence la pauvreté. Sur un échantillon de 39 pays de l'Afrique subsaharienne, la réduction de la pauvreté est tributaire de la croissance et des inégalités ainsi que de certaines variables de politique qui agissent sur la croissance ou opèrent une redistribution favorable aux pauvres. Ces résultats sont confortés par la prise en compte de l'endogénéité dans l'estimation finale de l'équation de la pauvreté.

Mots-clés : Croissance économique, pauvreté, Afrique Subsaharienne.

---

\*CIREM UPC, Center for Interuniversity Research on Mathematical Economics, Department of Economics. Email : [karimomonga@gmail.com](mailto:karimomonga@gmail.com).

## Abstract

Poverty has been a showcase of model uncertainty, given the many competing theories and candidate regressors that have been proposed to explain it. Bayesian Model Averaging (BMA) and Weighted Average Least Squares (WALS) address model uncertainty as part of the empirical strategy, but its implementation is subject to the choice of priors: the priors for the parameters in each model, and the prior over the model space. This paper extends that approach to panel data models consisting of 39 Sub-Saharan Africa countries with country-specific fixed effects in order to simultaneously address model uncertainty and endogeneity issues. The empirical findings suggest that the most robust poverty determinants are growth, inequality and some others auxiliary variables.

Keywords: Growth, poverty, Sub-Saharan Africa.

## 1 Introduction

Alors que nous approchons du terme fixé pour la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le Développement (OMD), il semble que l'objectif principal de réduction de moitié de l'extrême pauvreté, définie à partir de la ligne de pauvreté très symbolique de 1 dollar par jour et par habitant, sera atteint à l'horizon 2015. Même si les estimations des niveaux actuels et passés de pauvreté dans le monde font l'objet de grandes incertitudes et des débats passionnés (Deaton, 2002; Chen et Ravallion, 2004; Sala-i Martin, 2006), tous les auteurs s'accordent sur les progrès importants réalisés en matière de lutte contre la pauvreté durant la dernière décennie. Toutefois, ce résultat global masque la grande hétérogénéité des performances individuelles de chaque pays en la matière. Tandis que les pays asiatiques, en particulier la Chine et l'Inde, ont massivement contribué à la diminution du nombre de pauvres dans le monde, la situation de nombreux pays africains ne semble pas s'être améliorée. Ainsi, dans près de la moitié des pays d'Afrique Subsaharienne la pauvreté a même progressé durant les années 90 (Chen et Ravallion, 2004). Ce constat doit nous amener à nous interroger sur les raisons de ces échecs. En particulier, il est nécessaire de se demander si les politiques de lutte contre la pauvreté pratiquées dans chaque pays ou préconisées par les institutions financières internationales sont efficaces et donc susceptibles d'être améliorées.

D'un point de vue analytique, les variations du niveau de pauvreté sont donc naturellement associées à la croissance du revenu par habitant et aux variations des inégalités. Ce simple constat mathématique justifie pleinement le consensus

formé au cours des années 70 pour la définition de politique de développement alliant croissance et redistribution. Question est de savoir si les effets de toute variable macroéconomique (institutions, ouverture commerciale, transfert des migrants, développement financier, etc.) s'expriment-ils au travers de ces seuls canaux de transmission ? La connaissance et la mesure des liens entre pauvreté d'une part, et croissance et réduction des inégalités d'autre part est donc un préalable indispensable à la formulation de politiques permettant d'atteindre au plus vite les objectifs d'élimination des formes les plus intolérables de pauvreté.

L'objectif de cet article est, outre la croissance et les inégalités, de situer les déterminants intermédiaires macroéconomiques de l'incidence de pauvreté en Afrique Subsaharienne. Sa contribution principale par rapport à la littérature existante se trouve dans son approche méthodologique. En effet, la plupart des travaux recensés s'appuient sur des techniques économétriques qui présentent en elles-mêmes quelques limites. Celles-ci ignorent entre autres l'effet d'incertitude qui pèse sur les déterminants de la pauvreté, aussi les problèmes d'endogénéité potentielle de variables explicatives, de même que l'effet des variables omises sur les erreurs estimées, qui ne seraient plus indépendantes en conséquence. Ainsi, afin de pallier à ces limites, nous procédons ici en deux grandes étapes. Premièrement, nous recourons aux récentes techniques d'inférence bayésienne pour prendre en compte l'incertitude sur les « vrais » déterminants de la pauvreté. Ces techniques sont utilisées dans de nombreuses applications empiriques pour identifier les indicateurs qui influencent une variable dépendante parmi un grand nombre de variables explicatives candidates. De manière générale, cette recherche itérative met en concurrence (en principe toutes) les combinaisons possibles de régresseurs afin d'aboutir à la plus robuste en termes de qualité de prévision. De ce point de vue, cette technique semble particulièrement bien adaptée dans le cas d'un manque de consensus sur les déterminants d'une variable dépendante en l'occurrence la pauvreté en Afrique subsaharienne. Deuxièmement, après avoir identifié les déterminants les plus pertinents dans le contexte sous étude et enfin de contrôler les problèmes d'endogénéité potentielle de variables explicatives, nous estimons l'équation proprement dite de la pauvreté à l'aide de la technique d'estimation de panel dite System GMM. L'ensemble des estimations porte sur la période allant de 1981 à 2020, pour un échantillon de 39 pays d'Afrique Subsaharienne (voir liste des pays en annexe).

Le reste de cet article est organisé à la suite de cette introduction de la manière suivante. Dans la deuxième section, nous présentons la procédure d'estimation adoptée ainsi que la description des variables retenues dans le modèle. Dans la troisième, nous

commentons les résultats obtenus. Dans la dernière section, il sera question de tirer des conclusions.

## 2 Procédure d'estimation

Avant de présenter les caractéristiques de notre échantillon ainsi que les différents traitements qui ont été apportés, il convient de présenter la procédure d'estimation.

Les estimations de la pauvreté à l'instar de la croissance se heurtent en général à un problème majeur, celui de la difficulté qu'il y a à spécifier le vrai modèle à estimer (Hoeting et al., 1999; Brock et Durlauf, 2001). Cette difficulté provient de l'enchevêtrement des multiples théories visant à expliquer la pauvreté par des mécanismes non mutuellement exclusifs. Ceci se caractérise par un nombre potentiellement élevé de variables susceptibles d'être incluses dans le vecteur de variables de contrôle. Comme le souligne, Brock et Durlauf (2001), toute spécification à "l'aveugle" ou qui ignore l'incertitude liée aux variables, conduit à des erreurs d'inférence ou des prévisions caractérisées notamment par des erreurs-type trop faibles.<sup>1</sup>

Dans une régression linéaire par exemple, avec de nombreuses variables explicatives, Babecký et al. (2014) soulignent au moins deux problèmes. Premièrement, une approche insatisfaisante est de regrouper toutes les variables potentielles dans une seule régression. Cela tend à détériorer la précision de l'estimation et à rendre incertaine la véritable spécification des paramètres (incertitude des paramètres). Deuxièmement, l'approche traditionnelle – fondée sur une séquence de tests pour obtenir le " meilleur " modèle – peut produire des résultats non pertinents. En d'autres termes, à chaque itération, une erreur peut être commise, c'est-à-dire que les variables pertinentes peuvent être exclues en rejetant le bon modèle (incertitude du modèle). Dans ce contexte, plusieurs auteurs considèrent que l'emploi des techniques de combinaisons de modèles permet d'estimer des paramètres prenant en compte ces types d'incertitude.<sup>2</sup>

---

1. D'autres approches considèrent aussi l'incertitude des modèles, notamment la méthode d'analyses des valeurs extrêmes (ou Extreme Bound Analysis). Cette dernière teste la sensibilité de l'influence d'un régresseur sur la variable à expliquer en fonction des changements apportés à la spécification du modèle selon différentes combinaisons d'autres variables explicatives. Cependant, Levine et Renelt (1992) montrent que cette procédure de sélection est conservatrice parce qu'elle aboutit à un petit nombre de variables explicatives suffisamment robustes pour rendre compte d'un phénomène complexe comme par exemple la croissance économique.

2. Cette technique a été déjà mise en œuvre dans la littérature économique. Par exemple, Fer-

Au-delà de cette incertitude, liée à la spécification du modèle, il en existe une autre, relative aux paramètres à estimer. En effet, les techniques classiques de régression conduisent à des estimations des paramètres qui sont fortement dépendantes de la spécification retenue. Pour remédier à ce problème, nous nous servons d’une des techniques d’inférence bayésienne due à [Magnus, Powell, et Prüfer 2010](#), en sélectionnant les variables les plus pertinentes grâce à la méthode des ”Moindres Carrés sur Moyennes pondérées” (WALS<sup>3</sup>).

## 2.1 Méthode d’analyse bayésienne des modèles (BMA) et sélection des variables pertinentes

Selon la représentation du modèle de régression classique, le lien entre la pauvreté et ses variables explicatives peut s’exprimer de la manière suivante :

$$M^* = X\theta + \varepsilon \quad (1)$$

La démarche générale consiste à estimer ce modèle le plus souvent linéaire qui explique les variations de la pauvreté par un ensemble de variables indépendantes puis, focaliser l’attention sur celles de ces dernières qui s’avèrent les plus explicatives. L’avantage d’une telle démarche est entre autre de capter l’effet net de chaque variable sur la pauvreté, en neutralisant l’effet éventuel des autres variables d’influence. Néanmoins, deux insuffisances majeures sont reconnues à une telle démarche. D’abord, les tests statistiques qui fondent la validité de  $M^*$  sont trompeurs dans la mesure où il existerait plusieurs autres modèles valables selon ces mêmes tests mais avec des paramètres différents de ceux de  $M^*$ . Ceci pose le problème d’incertitude des modèles économétriques. Ensuite, les modèles économétriques nécessitent un nombre important d’observations afin que les paramètres estimés soient valables. Or les données observées sur la pauvreté en Afrique sont les plus souvent limitées. Pour les modèles linéaires, la méthode BMA offre des résultats supérieurs à d’autres méthodes conventionnelles telles que la régression par étapes ou le  $R^2$  corrigé en sélectionnant le ”vrai” modèle ([Raftery, Madigan, et Hoeting, 1997](#)).

---

nandez, Ley, et Steel (2001) l’ont utilisé pour identifier les régresseurs qui devraient être utilisés dans une équation de croissance linéaire. [Brock et Durlauf \(2001\)](#) et [Papageorgiou et Masanjala \(2006\)](#) l’ont utilisé pour étudier les raisons de la piètre performance de croissance économique des pays africains. [Brock, Durlauf, et West \(2003\)](#) ont aussi utilisé cette technique de modèle ”averaging” pour analyser la question de comment employer les régressions de croissance pour évaluer les recommandations politiques.

3. Weighted Average Least Squares.

Au lieu de choisir entre de nombreuses spécifications, les estimations BMA se fondent sur une moyenne pondérée des estimations de chaque modèle possible dans l'espace des modèles avec des poids proportionnels à la vraisemblance marginale de la variable dépendante de chaque modèle. Le modèle moyen obtenu offre une meilleure précision prédictive que des modèles isolés (Hoeting et al., 1999). La BMA présentée par Kass et Raftery (1995) et Raftery, Madigan, et Hoeting (1997) considère qu'il existe une multitude de spécifications potentielles du modèle de pauvreté, chacune d'entre elles étant définie par une combinaison donnée de variables explicatives, et associée à une probabilité de correspondre au vrai modèle.

Considérant le cas d'une régression linéaire, il y a la variable dépendante, l'incidence de la pauvreté, regroupée en un vecteur  $y$  de taille  $(n \times 1)$ , et  $x_1, \dots, x_K$  variables explicatives des matrices de taille  $(n \times K)$ .<sup>4</sup>

Dans la théorie bayésienne, un modèle est défini par la conjonction d'une fonction de vraisemblance et d'une densité a priori. D'un point de vue formel, en supposant que l'ensemble des spécifications possibles du modèle conduit à la sélection de  $K$  variables explicatives, il existe alors  $2^K$  combinaisons possibles de régresseurs et donc de spécifications. Chaque modèle est ainsi désigné par  $M_j$ ,  $j = 1, \dots, 2^K$ , différent par leurs variables explicatives et dépendant alors des paramètres  $\theta^j$ . Le modèle  $j$  est de la forme :

$$y = \alpha_j + X_j \beta_j + \varepsilon \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (2)$$

où  $\beta_j$  est un vecteur des coefficients de régression à estimer et  $\varepsilon$  est le terme de l'erreur. On note alors  $\theta^j = (\alpha_j, \beta_j, \sigma)$  le vecteur des paramètres dans  $M_j$ .

La probabilité a posteriori associée au modèle  $M_j$  est définie par la règle de Bayes comme suit :

$$p(M_j|y) = \frac{p(y|M_j)p(M_j)}{\sum_{j=1}^{2^K} p(y|M_j)} \quad (3)$$

Dans l'expression (3),  $p(M_j)$  correspond à la probabilité a priori qui décrit la perception que le modélisateur a du degré de fiabilité de la spécification  $M_j$  étant donné qu'une seule des spécifications considérées doit l'être.

Quant à la fonction  $p(y|M_j)$ , elle désigne la vraisemblance marginale ou intégrée du modèle  $M_j$  et elle est obtenue à partir de l'expression de la distribution a posteriori

---

4. On admet que la matrice des variables explicatives est de plein rang et  $K \leq n - 1$ .

des paramètres suivante :

$$p(y|M_j) = \int p(y|\theta^j, M_j)p(\theta^j, M_j) d\theta^j \quad (4)$$

Cette expression de la vraisemblance intégrée est obtenue à partir de la distribution a posteriori du vecteur des paramètres  $\theta^j$ . En effet :

$$p(\theta^j|y, M_j) = \frac{p(y|\theta^j, M_j)p(\theta^j, M_j)}{p(y|M_j)} \quad (5)$$

En procédant à l'intégration des deux membres de l'équation (5) par rapport à  $\theta^j$  et en observant que  $\int p(\theta^j|y, M_j) d\theta^j = 1$  on obtient l'expression (4).

Une des propriétés importantes de la vraisemblance marginale est qu'elle permet de procéder à la comparaison de deux modèles donnés grâce au facteur de Bayes. Ce dernier est défini par le ratio des vraisemblances marginales correspondant aux modèles considérés. Cependant, il convient de noter que si le calcul du facteur de Bayes peut se révéler particulièrement difficile (en raison des intégrales à calculer), une approximation par le ratio de vraisemblance en a été fournie par Schwartz.

Par ailleurs, si l'on fait l'hypothèse que  $\theta$  est une fonction de  $\theta^j = (\alpha_j, \beta_j, \sigma)$ ,  $j = 1, \dots, 2^K$ , on peut alors obtenir la densité a posteriori des paramètres de l'ensemble des modèles possibles<sup>5</sup> et cette densité globale est donnée par :

$$p(\theta|y) = \sum_{j=1}^{2^K} p(M_j|y)p(\theta|y, M_j) \quad (6)$$

Il est donc possible à partir de (6) de calculer la probabilité a posteriori qu'une variable  $X_j$  ait un effet sur  $y$ . Ainsi obtient-on la probabilité d'inclusion a posteriori (PMP). D'un point de vue formelle, elle est définie de la manière suivante :

$$PMP = p(\theta_h \neq 0|y) = \sum_{\theta_h \neq 0} p(M_j|y) \quad (7)$$

Aussi, l'espérance et la variance a posteriori pour le vecteur de paramètres  $\theta$  sont définies de la manière suivante (Zeugner, 2011; Moral-Benito, 2012) :

$$E(\theta|y) = \sum_{j=1}^{2^K} p(M_j|y)E(\theta|y, M_j) \quad (8)$$

---

5. Voir par exemple, Leamer et Leamer (1978).

$$Var(\theta|y) = \sum_{j=1}^{2^K} p(M_j|y) Var(\theta|y, M_j) + \sum_{j=1}^{2^K} p(M_j|y) [(E(\theta|y, M_j) - E(\theta|y))]^2 \quad (9)$$

Pour une variable non retenue dans le modèle  $M_j$ , (8) et (9) sont nulles.

Ainsi, pour résoudre le problème lié à l'incertitude des modèles, les estimations BMA se fondent sur une moyenne pondérée des estimations de chaque modèle possible dans l'espace des modèles avec des poids proportionnels à la vraisemblance marginale de la variable dépendante de chaque modèle.

Comme cela a été souligné plus haut, selon la BMA, le nombre de modèles à considérer croît d'une manière exponentielle au taux de  $2^K$ , en fonction du nombre global de paramètres  $K$ ; ainsi les calculs requis peuvent, très vite, se révéler fastidieux. Afin de prendre en charge ce problème, plusieurs algorithmes de résolution ont été suggérés dans la littérature, avec notamment un gain en termes de rapidité de calcul<sup>6</sup>. L'intérêt de ces algorithmes est qu'ils ne nécessitent pas la prise en compte de chacun des modèles possibles mais plutôt ceux qui ont une forte probabilité d'inclusion a posteriori.

Malgré cela, Magnus, Powell, et Prüfer (2010) soulignent que les modèles de type BMA souffrent d'une limite forte. En effet, dans le cas où l'on ne dispose pas d'informations supplémentaires sur la distribution des paramètres des variables explicatives, le choix d'une distribution a priori est très souvent arbitraire. Il en résulte que, les croyances a priori du modélisateur sur les mêmes paramètres peuvent varier d'un modèle à l'autre (Hjort et Claeskens, 2003)<sup>7</sup>.

C'est la raison pour laquelle que ces auteurs proposent de recourir à la méthode WALs. Cette approche est avantageuse sur le plan pratique, comparée aux méthodes classiques moyennes mobiles bayésiennes BMA, car elle permet non seulement, de mieux prendre en compte l'ignorance du modélisateur quant à l'influence a priori des déterminants potentiels, mais aussi, de reconsidérer le calcul de l'espace des

---

6. Klump et Prüfer (2005) ont utilisé l'algorithme de Random Walk Chain Metropolis-Hasting à l'aide des Méthodes de Monte Carlo par Chaînes de Markov.

7. Il convient de noter que la performance des modèles de type BMA s'accroît avec la quantité d'informations a priori disponible. Or, l'indisponibilité de cette information impose des choix arbitraires au modélisateur, avec pour conséquence le fait qu'un même paramètre peut être distribué selon plusieurs lois a priori.

modèles possibles en admettant que ce dernier s'accroît de façon linéaire plutôt que de manière exponentielle, ce qui permet de réduire considérablement le temps de calcul. En effet, si la sélection porte sur un groupe de 50 déterminants potentiels par exemple, la méthode WALS implique que le temps de calcul nécessaire est de l'ordre de 50, pendant que le calcul par une approche BMA classique supposerait que ce temps correspond au cardinal de l'ensemble des modèles possibles, c'est-à-dire  $2^{50}$ . Ainsi, la méthode WALS permet de trouver plus rapidement, non pas le meilleur modèle possible mais la meilleure des estimations possibles compte tenu de l'information disponible. Chaque modèle possible tient compte des informations issues des données, contribue à améliorer l'information sur le paramètre à estimer et chacune de ces informations est combinée aux croyances a priori du modélisateur sur le paramètre d'intérêt.

## 2.2 Approche WALS : dérivation formelle

D'une manière générale, l'approche de Magnus et al. (2010) repose sur l'estimation d'une équation linéaire de la forme :

$$y = X_1\beta_1 + X_2\beta_2 + \varepsilon \quad (10)$$

où  $y$  est un vecteur de taille  $(n \times 1)$  représentant la variable dépendante,  $X_1$  est une matrice de taille  $(n \times k_1)$  représentant les variables principales dont nous avons toutes les raisons, empiriques et théoriques, de penser qu'elles influent sur la variable dépendante<sup>8</sup>,  $X_2$  est une matrice de taille  $(n \times k_2)$  représentant les variables auxiliaires pour lesquelles la certitude est moins forte dont nous voulons tester la valeur explicative ;  $\varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$  est le vecteur des  $n$  termes d'erreurs gaussiens ; les  $\beta_j$  sont des vecteurs de taille  $(k_j \times 1)$  constitués des coefficients à estimer ( $j = 1, 2$ ). Par hypothèse,  $k_1 \geq 1, k_2 \geq 0; k_1 + k_2 = k \leq n - 1$ . De plus, on suppose que la matrice  $X = (X_1, X_2)$  est de plein rang.

Comme souligné plus haut, l'équation (10) permet de répartir les variables explicatives en deux groupes  $X_1$  et  $X_2$  constituées respectivement des variables focus (des variables d'intérêt qui apparaissent nécessairement dans le modèle au regard de la théorie) et des variables auxiliaires pour lesquelles il subsiste une incertitude plus

---

8. Par exemple, la théorie économique accorde une importance capitale à la variable retardée du taux de croissance (PIB initial), qui permet de rendre compte du phénomène de convergence entre économies. Dès lors, cette variable dans le modèle de croissance sera considérée comme une des variables principales et interviendra dans le modèle avec une probabilité égale à l'unité.

importante.<sup>9</sup>

Pour simplifier, on considère par la suite le cas particulier :  $k_1 = 1$ . Ainsi, l'estimation de l' $i$ -ème modèle de l'espace des modèles possibles ( $M_i$ ) s'effectue à partir de l'équation (11) suivante :

$$y = X_1\beta_1 + X_{2i}\beta_{2i} + \varepsilon \quad (11)$$

où  $X_{2i}$  est une matrice contenant un sous-ensemble  $k_{2i}$  du groupe des variables auxiliaires  $0 \leq k_{2i} \leq k_2$ . L'incertitude sur le modèle  $M_i$  est d'autant plus grande qu'il existe une multitude de combinaisons des variables auxiliaires ( $2^{k_2}$ ) au total qui peuvent être exclues du vecteur  $X_2$  afin d'améliorer la qualité de l'estimation. Par exemple, si le vecteur  $X_2$  ne contient qu'une seule variable ( $k_2 = 1$ ), alors l'exclusion de cette variable du modèle fait baisser le coefficient de détermination  $R^2$ . Mais d'après le « théorème 1 » de Magnus et Durbin (1999), le coefficient de détermination ajusté diminue si et seulement si le « *ratio-t* » est inférieur ou égal à 1 en valeur absolue.

Ce *ratio-t* étant défini par la formule :

$$\eta = \frac{\beta_2}{\sigma \sqrt{X_2' M_1 X_2}} \quad \text{avec } M_1 = I - X_1(X_1' X_1)^{-1} X_1' \quad (12)$$

où  $I$  est la matrice identité. La proposition précédente signifie aussi que l'erreur quadratique moyenne du modèle contraint ( $\beta_2$ ) est inférieure à celle du modèle non contraint si et seulement si  $|\eta| \leq 1$ . En somme, l'ignorance ou la neutralité du modélisateur se traduit non seulement par l'absence d'information sur le signe de  $\beta_2$  mais aussi par l'indécision quant à l'effet de son inclusion sur l'erreur quadratique moyenne du modèle. Pour exprimer formellement cette notion d'incertitude, les auteurs supposent que  $\eta$  suit une distribution a priori de Laplace<sup>10</sup>, dont les propriétés aux alentours de  $|\eta| = 1$  sont supérieures à celles de la loi a priori normale utilisée dans les modèles BMA traditionnels (Magnus, 2002).

L'estimation des paramètres du modèle général s'effectue en trois étapes :

---

9. A titre illustratif, lorsque  $k_2 = 0$ , aucune sélection n'est nécessaire ; par contre, quand  $k_2 = 1$  il y a deux modèles possibles à savoir le modèle contraint (aucune variable auxiliaire) et le modèle non contraint (une variable auxiliaire) ; quand  $k_2 = 2$ , il y a quatre modèles possibles, à savoir : un modèle non contraint, deux modèles partiellement contraints et un modèle contraint.

10. La fonction de densité de Laplace pour  $\eta$  est alors donné par la formule :  $f(\eta) = \frac{c}{2} e^{(-c|\eta|)}$  où l'hyper-paramètre  $c$  correspond à  $\log 2$  par définition.

- L’orthogonalisation de la matrice des variables auxiliaires ( $X_2$ ) ;
- L’estimation des paramètres de chacun des modèles contraints  $M_j$  ;
- Le calcul des estimateurs non contraints comme une moyenne pondérée des estimateurs conditionnels.

### 3 Lien pauvreté - variables socio-politico-économiques et description des variables

Nous nous inspirons des travaux de Dollar et Kraay (2002) et proposons une analyse de la pauvreté qui repose sur l’estimation de l’équation suivante :

$$p_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{i,t-1} + \sum_{j=2}^k \alpha_j X_{i,t}^j + \varepsilon_{i,t} \quad (13)$$

Cependant, notre modèle diffère de celui de Dollar et Kraay (2002), d’abord par l’introduction du niveau initial de l’indicateur de pauvreté permettant de tester un effet de convergence comme dans les études de Beck, Demirguc-Kunt, et Levine (2004)<sup>11</sup> et Jeanneney et Kpodar (2006). Mais cette spécification dynamique présente l’inconvénient d’être plus exigeante en données et donc de réduire le nombre d’observations. Ensuite, contrairement à Dollar et Kraay (2002) qui ont utilisé comme mesure de pauvreté le revenu de 20% les plus pauvres, dans notre étude, la pauvreté  $p_{i,t}$  est la part des individus vivant avec moins de 2,15 dollar par jour dans la population totale (en utilisant un taux de change en parité de pouvoir d’achat 2017).

TABLE 1 – Statistique descriptive, pauvreté  
(1990-2019)

|          | Min  | Max  | Moyenne | Ecart-type |
|----------|------|------|---------|------------|
| Pauvreté | 36,7 | 58,5 | 48,55   | 8,14       |

Sources : World Development Indicator, WDI

11. Notre spécification dynamique est cependant différente de celle de Beck, Demirguc-Kunt, et Levine (2004). Dans ce dernier, le modèle est estimé avec des données transversales et le modèle explique la variation du revenu des 20 % les plus pauvres par le niveau initial du revenu des pauvres, le développement financier et le taux de croissance du PIB réel par tête.

Ses déterminants sont contenus dans la matrice  $X_{i,t}$  constituée de variables telles que la croissance (représenté par le revenu moyen mensuel par individu qui apparaît dans l'enquête auprès des ménages) ; l'inégalité (l'indicateur utilisé est le coefficient de Gini) et autres variables macroéconomiques de contrôle et  $\varepsilon_{i,t}$  est un bruit blanc gaussien.

Le choix est quasiment illimité en ce qui concerne la composition de la matrice des variables de contrôle. En effet, dans une étude relative à la croissance économique, [Dufrenot, Mignon, et Tsangarides \(2010\)](#) retiennent 22 variables potentielles quand [Hasan, Horvath, et Mares \(2018\)](#) en retiennent 42. Nous excluons de notre analyse les variables qui représentent un grand nombre de valeurs manquantes. En outre, les techniques BMA et WALs supposent une faible corrélation entre les variables explicatives. Dans le cas contraire, nous serions confrontés au problème de colinéarité. De ce fait, notre matrice  $X_{i,t}$  est constituée de 17 variables. La liste des variables incluses dans cette étude, leurs définitions et leurs sources se trouve en annexe. Elles sont groupées en cinq catégories : (i) cadre macroéconomique, (ii) secteur extérieur, (iii) conditions sociales, (iv) infrastructures, et (v) les institutions et gouvernance.

### 3.1 Relation pauvreté et cadre macroéconomique

Le cadre macroéconomique considère que, outre la croissance économique, les variables suivantes peuvent contribuer à la réduction de la pauvreté : (i) le crédit au secteur privé considéré comme une source potentielle de croissance ; (ii) la préservation du pouvoir d'achat à travers la stabilisation de l'indice de prix de consommation ; (iii) les dépenses publiques destinées à la production des biens collectifs et (iv) la part de l'investissement dans le PIB.

La littérature économique examinant l'effet du développement financier (le ratio des crédits domestiques distribués par le secteur bancaire par rapport au PIB) sur la pauvreté aboutit en général à des conclusions contradictoires ([Claessens et Perotti, 2007](#)). En effet, certaines études théoriques et certains modèles économétriques trouvent que la profondeur des marchés financiers favorise la croissance économique et réduit la pauvreté : l'imperfection des marchés financiers telle que le manque d'information et les coûts de transaction peuvent être particulièrement contraignants pour les franges de la population les plus défavorisées souhaitant accéder au système financier (crédits et garanties).

Dès lors, tout assouplissement de ces contraintes ne peut être que bénéfique pour

les pauvres. En somme, l'amélioration de l'efficacité de l'allocation du capital permet de réduire le niveau de pauvreté en facilitant l'accès des segments les plus pauvres de la population au financement de projets d'investissement productifs (Galor et Zeira, 1993; Aghion et Bolton, 1997). Cependant, d'autres théories affirment l'inverse<sup>12</sup>. Elles estiment que les individus informels pauvres comptent plutôt sur les liens familiaux pour accéder aux capitaux et que les améliorations du secteur financier formel ne profitent qu'aux riches. Dans la mesure où les canaux de transmission théoriques de l'effet du développement financier sur la croissance économique semblent complexes, il n'est pas a priori possible de prédire la nature de l'effet de cette variable sur la pauvreté pour notre échantillon. Contrairement au cas précédent, celui de l'inflation a suscité moins d'opposition dans la littérature empirique puisque la grande majorité des travaux s'accorde sur le fait qu'elle exerce un effet néfaste sur les revenus des pauvres<sup>13</sup> (Agénor, 2004; Anyanwu, Kayizzi-mugerwa, et John, 2013; Singh et Huang, 2015). Deux arguments justifient ce point de vue. Premièrement, l'inflation brouille les signaux de prix et perturbe les anticipations des agents puisqu'ils ne parviennent plus à distinguer clairement les modifications des prix relatifs de celles qui s'opèrent au niveau des prix dans l'ensemble de l'économie. En conséquence, les prix ne jouent plus leur rôle dans l'ajustement sur le marché car leur contenu informatif est peu fiable, ce qui limite de fait la signature des contrats nominaux<sup>14</sup> et entrave finalement la croissance. Deuxièmement, l'inflation génère des coûts supplémentaires tels que les coûts de "ré-étiquetage", l'imposition plus forte ou le laxisme budgétaire si le système fiscal n'est pas totalement indexé sur le mouvement des prix, ou encore le coût social lié à la protection contre l'inflation<sup>15</sup>. Ces différents effets sont d'ailleurs ressenti par les pauvres.

---

12. Par exemple, dans l'étude de Dollar et Kraay (2002), sur un échantillon des pays développés et en développement, les auteurs ont trouvé que le développement financier mesuré par la part des actifs des banques commerciales dans le total des actifs du système bancaire (banque centrale et banque commerciale) n'a pas d'impact sur le revenu des pauvres. Kpodar (2006) a trouvé le même résultat sur un échantillon uniquement des pays en développement.

13. Dollar et Kraay (2002), par exemple, ont trouvé que les mesures de politiques économiques et les institutions identifiées dans la littérature économique comme bonnes ou mauvaises pour la croissance économique n'ont pas d'effets spécifiques significatifs sur le revenu du cinquième le plus pauvre de la population. En effet, lorsque ces auteurs contrôlent pour l'endogénéité des indicateurs relatifs aux politiques, la seule variable qui apparaît affecter négativement et significativement le revenu moyen des pauvres est l'inflation, conformément aux prédictions de Easterly et Fischer (2001).

14. Par exemple, les contrats de dette à long terme.

15. En effet, l'inflation accroît mécaniquement les bénéfices imposables et les recettes de l'Etat. Elle génère également des comportements insidieux qui consistent à se prémunir de ses effets indésirables plutôt que de produire des ressources supplémentaires.

Les variables du cadre économique peuvent aussi exercer leur impact sur la réduction de la pauvreté à travers leur impact indirect sur la croissance. Ainsi, par exemple les dépenses publiques peuvent exercer un effet sur la réduction de la pauvreté à travers un effet aussi bien positif que négatif sur la croissance. En effet, les dépenses publiques peuvent réduire l'investissement privé par le biais de l'effet d'éviction<sup>16</sup>, mais elles peuvent également favoriser l'accumulation du capital<sup>17</sup> à travers la modification du comportement de consommation des agents selon le principe de l'équivalence Ricardienne. Toutefois, nous nous attendons à observer une corrélation négative entre les dépenses publiques et le taux de pauvreté puisque l'accroissement des dépenses publiques favorise l'accumulation du capital et se traduit donc par la hausse du taux de croissance toutes choses égales par ailleurs.

Tout comme pour les dépenses publiques, une importante littérature s'est développée autour de la relation entre les investissements et la croissance. En termes d'effets attendus, la théorie néoclassique souligne en général le rôle positif de l'investissement à travers l'accumulation du capital. Mais il semble que cet effet positif sur la croissance s'amenuise à mesure que le pays s'enrichit, de sorte qu'il puisse devenir négatif. C'est en tout cas l'avis de [Cheung, Dooley, et Sushko \(2012\)](#) qui mettent en évidence l'effet hétérogène de l'investissement en étudiant empiriquement le cas de 188 pays développés et en développement. Cet effet s'affaiblit avec le temps notamment pour les pays les plus riches, ce qui permet de conclure que les politiques publiques de promotion de l'investissement ou d'accroissement des flux de capitaux peuvent être associées à des rendements nuls voire négatifs.

### 3.2 Relation pauvreté et le secteur extérieur

Le secteur extérieur englobe la dette extérieure, l'aide publique au développement, l'ouverture commerciale et les flux entrants d'investissement direct étranger. Les pays en développement sont généralement caractérisés par une détérioration séculaire des termes de l'échange dont les répercussions sur leurs différentes économies sont amplifiées par leur très forte dépendance pétrolière pour certains, et agricole pour d'autres. Ces pays sont en outre ouverts sur l'extérieur en raison de leur dotation

---

16. On parle d'effet d'éviction lorsque l'activité du secteur public supprime celle du secteur privé ou d'autres termes lorsque la diminution des dépenses en investissement est déclenchée par la hausse des dépenses publiques.

17. D'une manière générale, une variable qui mesure l'influence de la politique économique est susceptible d'exercer un effet direct à travers l'accumulation du capital au sens large, mais aussi un effet indirect via l'efficacité des facteurs de production.

naturelle ([Avom et Carmignani, 2008](#), p. 100).

La littérature étudiant l'efficacité de l'aide est importante et souvent non consensuelle. Une catégorie d'études prend en compte la possibilité de rendements décroissants de l'aide : à partir d'un certain montant d'aide reçue, celle-ci exercerait un effet négatif. Nombreux sont les arguments allant dans ce sens. Ainsi, [Hadjimichael et al. \(1995\)](#), par exemple, parlent de problèmes liés au "syndrome hollandais" et/ou de capacités d'absorption limitées : il s'agit des problèmes de gestion de l'aide, de la baisse d'incitation à la collection de ressources alternatives, d'opportunités de corruption, etc. A cet égard, quelques études introduisent dans leurs modèles la variable d'aide élevée au carré : leurs résultats suggèrent un impact positif de l'aide sur la croissance, cependant amoindri par un "trop-plein" d'aide. A côté, d'autres études ont trouvé qu'un minimum d'aide est nécessaire pour montrer un effet significatif sur la croissance. Enfin, une autre catégorie d'études suggère que l'efficacité de l'aide est conditionnelle, qu'elle dépend d'une ou plusieurs variables. Par exemple, [Lensink et Morrissey \(2000\)](#) montrent que l'instabilité de l'aide a un effet négatif sur l'efficacité de l'aide sur la croissance économique, car les pays receveurs ne peuvent pas prévoir leurs ressources budgétaires et par conséquent ne peuvent pas émettre des projets de dépenses pour l'avenir. Par ailleurs, les études de [Chauvet et Guillaumont \(2008\)](#) prennent en compte la vulnérabilité macroéconomique des pays receveurs et proposent un effet compensateur de l'aide lors de l'apparition de chocs négatifs ou d'instabilité. Selon eux, l'aide est donc efficace lorsqu'elle est associée à un environnement vulnérable.

En dépit de l'incertitude sur le sens de causalité sur la relation entre l'ouverture commerciale et le l'incidence de pauvreté, nous nous attendons à observer une corrélation négative en raison des rendements plus élevés dus à la spécialisation, ou plus généralement, en raison des bénéfices issus de la concurrence internationale ([Dollar et Kraay, 2002](#)). Autrement dit, la différence en dotations factorielles ou en technologie de production génère des avantages comparatifs qui procurent eux-mêmes des gains à l'échange conformément à la théorie néoclassique du commerce international. Toutefois, un corpus de nature théorique s'est également développé autour des propositions de [North \(1990\)](#), afin d'introduire l'idée que l'effet de l'ouverture commerciale est conditionnel au cadre institutionnel, au climat des affaires, aux infrastructures ou aux normes sociales ([Dollar et Kraay, 2002](#)).

Nous admettons que l'effet de flux entrants d'investissement direct étranger sur la réduction de la pauvreté à travers son effet indirect sur la croissance économique

dépend fortement des conditions qui prévalent dans le pays récipiendaire. Précisément, l'effet serait fortement significatif pour les pays qui pratiquent une politique de promotion des exportations, plutôt qu'une politique de substitution aux importations, de même que pour les pays dont le stock de capital humain est élevé (Soussane, Chentouf, et Mansouri, 2024) ou ceux dont le niveau de développement financier est important. Le modèle du syndrome hollandais, lui, nous alerte sur les possibles contre-effets des investissements directs étrangers dans les ressources naturelles sur l'industrialisation et la croissance.

### 3.3 Relation pauvreté et les conditions sociales

Les conditions sociales sont prises en compte à travers quatre facteurs : la population en milieu urbain, le niveau d'instruction de la population, la prévalence du VIH/SIDA et enfin la mortalité. En effet, le taux de croissance démographique est négativement lié à la croissance conformément à la théorie malthusienne<sup>18</sup>. Pourtant le modèle de Solow justifie formellement cette intuition en montrant que la variation du stock de capital par tête est une fonction décroissante du taux de croissance de la population. Mais sur le plan empirique, Simon (1989) montre que l'effet de l'accroissement de population sur la croissance est non significatif, même s'il précise que ce résultat reflète la simplicité de sa spécification et ne traduit donc pas un rejet de la théorie malthusienne. Les faits observés corroborent ces résultats puisqu'un récent rapport des Nations-Unies sur la population et le développement durable montre que la croissance rapide de la population réduit la consommation des plus pauvres, accentue la pauvreté, et par conséquent freine la croissance et le développement (Mbizvo et Phillips, 2014).

Aussi, quelques études semblent mettre en évidence une croissance de la pauvreté absolue et relative urbaine. Par exemple, à l'aide des données relatives aux années 1980-1990 concernant dix-huit pays en développement, Haddad et al. (1990) constatent que, pour la majorité des pays de l'échantillon, la pauvreté et la malnutrition dans les villes ont cru à un taux excédant les changements qui prévalent dans les zones rurales, ce qui signifie que la proportion des pauvres et des mal nourris résidant en milieu urbain est croissante. Plus récemment, une étude de Raval-

---

18. Pour mémoire, la théorie malthusienne conclut à l'inéluctabilité d'une catastrophe démographique sans limitation volontaire du nombre de naissances. En effet, elle repose sur l'idée que la croissance de la population est géométrique ou exponentielle tandis que celle des ressources est simplement arithmétique, d'où la paupérisation de la population sans la politique de restriction démographique.

lion (2002), fondée sur une estimation économétrique transversale sur 39 pays en développement, montre que les pauvres s’urbanisent à une vitesse qui est 26% plus rapide que celle de la population. En général, l’urbanisation a une incidence positive sur la réduction globale de la pauvreté. À l’évidence, les pays pauvres connaissant une urbanisation rapide sont confrontés à de nouveaux défis. Mais, en règle générale, l’expérience des pays confirme l’opinion selon laquelle une proportion croissante de la population urbaine contribue de manière positive à la réduction de la pauvreté globale — la seule exception régionale étant l’Afrique subsaharienne. Une analyse de pays et de données révèle que le taux de pauvreté globale (urbaine et rurale) est d’autant plus faible que le pourcentage de la population urbaine est élevé (Ravallion, Chen, et Sangraula, 2007). La pauvreté urbaine entraîne l’émergence de formes d’exclusion sociale, comme l’augmentation du nombre d’enfants vivant dans la rue, de familles monoparentales, de délinquants juvéniles, etc. Le rôle positif de l’accumulation du capital humain, mesuré par le niveau d’éducation, fait l’objet d’un consensus dans la littérature, puisqu’il a été démontré aussi bien théoriquement qu’empiriquement par des auteurs comme (Pyatt, 1966; Benhabib et Spiegel, 1994; Hanushek et Woessmann, 2023).

Finalement, le VIH/SIDA freine le développement économique d’un pays principalement par ses effets sur la population active, car il réduit la productivité de la main- d’œuvre et l’accumulation de capital humain. On observe ainsi que 95% de la population mondiale infectée par le VIH/SIDA est localisée dans les pays en développement ou en transition, alors que ces derniers englobent 85% des habitants de la planète. En Zambie, par exemple, le taux de prévalence chez les adultes était estimé à 16,5% en 2003, et on a calculé qu’en 2005, cette épidémie aura depuis son apparition amputé la population active de 17,9%. Dans ces conditions, l’évidence empirique macroéconomique suggère une association statistiquement robuste entre la prévalence élevée du VIH et les faibles performances socio-économiques, en termes de revenu par tête, d’inégalité des ressources, de pauvreté monétaire ou de développement humain (Bloom et Sevilla, 2001).

### 3.4 Relation pauvreté et les infrastructures

Les infrastructures comprennent : les inefficiences dans la distribution d’énergie et la densité des infrastructures de télécommunication. Les inefficiences des infrastructures énergétiques sont fortement négatives pour la lutte contre la pauvreté : elles réduisent la croissance et en même temps déterminent des inégalités plus marquées. La progression de la densité des infrastructures de télécommunication a des effets

ambigus : d'un côté, elle favorise la réduction de la pauvreté à travers un effet de croissance positive, de l'autre côté elle cause une augmentation de l'incidence à travers son effet sur les inégalités. Il s'agit donc d'une variable qui facilite la croissance, mais pas forcément la croissance pro-pauvres ([Avom et Carmignani, 2008](#)).

### 3.5 Relation pauvreté, institutions et gouvernance

Enfin, l'influence des institutions sur le développement économique mettent davantage l'accent sur trois éléments pour apprécier la qualité institutionnelle<sup>19</sup> : (i) les pratiques de gestion des affaires publiques (corruption, droits politiques, poids de la réglementation, etc.) ; (ii) l'existence ou non de lois protégeant la propriété privée et le degré d'observance de la loi en général par les acteurs ; et (iii) les contraintes imposées aux dirigeants politiques par les dispositifs de contrôle et d'équilibre des pouvoirs. Parmi les éléments constitutifs des institutions, la démocratie tient une place bien sûr particulière. En effet, si la démocratie est désirable car elle satisfait le besoin fondamental de liberté des individus, la significativité et même le signe de son impact sur les performances économiques restent ambigus (contrairement à ce qui peut être trouvé pour les libertés économiques par exemple).

Ainsi, [Barro \(1996\)](#) trouve que la relation entre la démocratie et la croissance économique est non-linéaire : la démocratisation améliorerait les performances à des niveaux faibles de démocratie (en contraignant le dictateur engagé dans les activités anti-économiques) mais détériorerait les performances à des niveaux plus élevés de démocratie (du fait de la mise en place de politiques de redistribution du revenu par exemple). [Tavares et Wacziarg \(2001\)](#) trouvent un effet (linéaire) modérément négatif de la démocratie sur la croissance économique. [Savvides \(1995\)](#) en revanche, se concentrant sur les pays d'Afrique Subsaharienne, trouve un effet positif de la démocratie. [Vega-Gordillo et Alvarez-Arce \(2003\)](#) montrent que si la démocratie et la liberté économique se renforcent mutuellement (la démocratie conforterait la protection des droits de propriétés), la croissance est causée de manière plus robuste par la liberté économique. [Fidrmuc \(2003\)](#) trouve que la démocratisation a eu un effet

---

19. Il est à noter que les variables reflétant la qualité des institutions sont, à l'évidence, celles dont la mesure est la moins aisée. Aux difficultés habituelles que rencontre différents économètres lorsqu'il s'agit de quantifier des caractères qualitatifs s'ajoute le risque d'erreur de mesure associé à une définition restrictive des institutions. Par ailleurs, la consistance de ces données qui concernent différents pays n'est à l'évidence pas garantie, ce qui rend délicate la comparabilité interrégionale du "contenu" des variables. En dépit des précautions prises et des efforts considérables consentis pour la construction de la base de données, il importe donc de garder à l'esprit ces contraintes lors de l'interprétation des résultats. [Belaïd, Gasmî, et Virto \(2009, p. 34\)](#).

positif sur la croissance dans les pays en transition, mais seulement en renforçant l'effet positif de la libéralisation économique. [Collier \(2000\)](#) et [Bluedorn \(2001\)](#) indiquent que la démocratie permet d'annuler les effets néfastes des divisions ethniques sur la croissance. Enfin, la relation ne pourrait être en fait qu'artificielle, les deux variables pouvant être causée indépendamment par une troisième variable explicative, l'éducation par exemple <sup>20</sup>.

L'influence directe de la gouvernance sur la réduction de la pauvreté trouve son fondement dans les approches non monétaires de la pauvreté. Ces approches sont développées par Amartya Sen pour lequel le progrès social et la démocratie sont des processus indissociables et qui se renforcent mutuellement. Selon l'approche par les capacités, est considéré comme pauvre, tout individu manifestant un certain manque par rapport aux habiletés et capacités humaines définies comme des "fonctionnements" (bien nourri, bien habillé et logé, être en bonne santé etc. . .) développés par [Sen \(1987\)](#) et qui matérialisent le bien être traduit en termes des droits positifs. Dans cette perspective, le respect de la liberté et le processus participatif dans la gestion de la chose publique constituent déjà un facteur de réduction de la pauvreté car l'essentiel selon [Sen \(1998\)](#) est que les individus soient libres de choisir le mode de vie qu'ils désirent.

Partant du lien indirect entre la gouvernance et la pauvreté via le canal de la croissance, [Kaufmann et al. \(2002\)](#), dans un document intitulé "*Growth without Governance*" concluent à une forte causalité qui va de la gouvernance au niveau de revenu. En effet, ces auteurs ont trouvé d'une part, une forte relation causale, et positive, de la gouvernance vers le niveau de revenu ; et une relation causale faible, et négative du revenu par tête vers la gouvernance. Ainsi, si le premier résultat met en évidence la pertinence de la bonne gouvernance pour le développement économique, le second lui, selon eux, est nouveau et exclut l'existence d'un cercle vertueux entre ces deux variables. La relation entre la gouvernance et le développement économique est donc une relation linéaire et à sens unique : des institutions vers le développement économique et non l'inverse.

Au-delà des variables que nous venons de mentionner, il est possible d'identifier d'autres variables de nature politico-économique et sociale pouvant affecter la pauvreté. Cependant, il importe d'effectuer une sélection robuste parmi ces variables, pour identifier celles qui doivent effectivement figurer dans la spécification finale du modèle.

---

20. voir entre autres [Glaeser et al. \(2004\)](#), à ce sujet

### 3.6 Echantillon

Pour l'ensemble des estimations, nous avons recueilli les données de la base PovcalNet, WDI, et le Programme Polity IV, portant sur 39 pays d'Afrique Subsaharienne pour la période allant de 1981 à 2020. Le découpage est effectué en périodes quinquennales de 1981 – 1985, 1986 – 1990, 1991 – 1995, 1996 – 2000, 2001 – 2005, 2006 – 2010, 2011 – 2015, 2016 – 2020. Pour chaque pays, nous considérons la moyenne de ces variables sur ces différentes périodes. Cela nous permet de lisser les données et d'avoir le maximum d'observations possibles, et aussi c'est qui est le plus important, est que la base de moyennes quinquennales des données permet de capter les effets de moyen terme.

Le choix de l'Afrique Subsaharienne a été fait afin d'éviter le biais d'hétérogénéité dans l'étude. A cet égard, notre étude prend un caractère singulier. En effet, les études s'intéressant à la sous-région sont rares. En général, les études économétriques introduisent quelques pays d'Afrique Subsaharienne et contrôlent la robustesse de leur modèle par l'introduction de variables muettes. Ce choix diffère de ceux de [Dollar et Kraay \(2002\)](#) et [Beck, Demirguc-Kunt, et Levine \(2004\)](#) dont les échantillons sont composés de pays en développement et des pays développés. Il diffère aussi de [Kpodar \(2006\)](#) dont l'échantillon est composé de pays en développement.

## 4 Résultats

Nous présentons successivement les résultats issus de la sélection des déterminants par les méthodes BMA et WALs, et les résultats de l'estimation finale de la pauvreté par la méthode GMM en système ou System GMM.

### 4.1 Sélection des déterminants de la pauvreté par l'analyse bayésienne

Afin de présenter avec clarté les résultats de la méthode BMA et de la méthode WALs, nous distinguons deux groupes de variables conformément à la spécification du modèle théorique. D'une part, le groupe des variables d'intérêt de notre analyse est constitué de la croissance économique (*crois*) ainsi que de l'inégalité (*Gini*). D'autre part, le groupe de variables auxiliaires est constitué de l'ensemble des déterminants

identifiés précédemment.<sup>21</sup>

Le tableau suivant présente les valeurs de t-ratios selon l’approche de WALS et les PIP correspondant à la probabilité d’inclusion a posteriori pour chaque variable dans l’analyse.<sup>22</sup> Nous reportons également la moyenne a posteriori, soit la valeur moyenne du coefficient d’une variable pour les modèles considérés, et aussi l’écart-type a posteriori. Ce dernier correspond à l’écart-type moyen du coefficient d’une variable dans les modèles considérés.

Il est à noter qu’il existe un débat pour considérer quand une variable auxiliaire est significativement corrélée avec la variable dépendante, Papageorgiou et Masanjala (2006) considèrent qu’une variable auxiliaire est significativement corrélée avec la variable dépendante si son t-ratio est supérieur à l’unité en valeur absolue, et une PIP de 0.5 correspond approximativement à un t-ratio de 1 en valeur absolue (Raftery, Madigan, et Hoeting, 1997; Papageorgiou et Masanjala, 2006). Par ailleurs, Raftery, Madigan, et Hoeting (1997) suggère de garder les variables dont la probabilité d’inclusion a posteriori est supérieure à 0,5. Une probabilité d’inclusion a posteriori entre 50% et 75% signifie que la variable admet une significativité faible. Son influence est positive si la probabilité est comprise entre 75% et 95%. Son rôle devient fort si la probabilité est située entre 95% et 99%. Enfin, une variable joue un rôle décisif si sa probabilité dépasse 99%. Finalement, Fernandez et al (2001) considère une PIP au-delà de 10% comme étant essentielle pour retenir une variable.

Parmi les 17 variables initialement obtenues, nous retenons huit variables dont les six variables<sup>23</sup> auxiliaires pour lesquelles la probabilité d’inclusion a posteriori est supérieure à un demi. Les résultats du tableau 2 montrent que le PIP = 1 pour les variables d’intérêt ou variables focus, car ces régresseurs sont dans le modèle avec une probabilité égale à 1. En ce qui concerne les variables auxiliaires, nous voyons que l’aide publique au développement (*oda*) avec un t-ratio de 1.98, l’ouverture commerciale (*trade*) avec un t-ratio de -1.50, le degré d’urbanisation (*upop*) avec un

---

21. A l’exception du niveau initial de pauvreté dont la présence perturbe fortement les résultats en raison du biais d’endogénéité qu’elle génère, voir Magnus (2002, p. 2). Par conséquent, nous faisons l’hypothèse que cette variable apparaît avec certitude dans le modèle final, au regard de sa pertinence d’un point de vue théorique.

22. Les commandes BMA et WALS de Stata diffèrent des autres commandes d’estimation par ce qu’elles ne fournissent pas les p-value de t ratios pour tester la significativité des paramètres et leurs intervalles de confiance.

23. Les variables de gouvernance ont été retirées du modèle à cause de leur forte colinéarité avec la variable de démocratie *polity2*.

TABLE 2 – Sélection des variables pertinentes par inférence bayésienne

| Méthode         | t-ratios WALS<br>(i) | WALS<br>(2i) | PIP-BMA<br>(3i) | BMA<br>(4i)   | Décision    |
|-----------------|----------------------|--------------|-----------------|---------------|-------------|
| <i>Crois</i>    | -1,48                | -0,70(1,45)  | 1,00            | -0,34(1,12)   | Décisive    |
| <i>Gini</i>     | 1,25                 | 0,61(0,49)   | 1,00            | 0,66(0,36)    |             |
| <i>Oda</i>      | 1,98                 | 0,58(0,48)   | 0,99            | 0,54(0,45)    |             |
| <i>Trade</i>    | -1,50                | -0,18(0,12)  | 0,75            | -0,065(0,11)  | Forte       |
| <i>upop</i>     | -1,37                | -0,45(0,33)  | 0,685           | -0,84(0,29)   | Faible      |
| <i>polity2</i>  | -1,24                | -0,79(0,64)  | 0,62            | -0,08(0,3)    |             |
| <i>ide</i>      | 1,22                 | 0,58(0,47)   | 0,61            | 0,26(0,45)    |             |
| <i>dep.gouv</i> | -1,20                | -0,81(0,67)  | 0,60            | -0,34(0,59)   |             |
| <i>dette</i>    | -0,75                | -0,65(2,21)  | 0,375           | -0,082(0,75)  | Très faible |
| <i>inv</i>      | -0,63                | -0,35(0,57)  | 0,315           | -0,25(0,45)   |             |
| <i>infl</i>     | 0,57                 | 0,02(0,03)   | 0,285           | 0,0004(0,002) |             |
| <i>primenr</i>  | -0,56                | -0,17(0,29)  | 0,28            | -0,004(0,06)  |             |
| <i>impro</i>    | -0,49                | -0,11(0,22)  | 0,245           | -0,063(0,18)  |             |
| <i>hivpre</i>   | 0,48                 | 0,29(0,61)   | 0,24            | -0,007(0,16)  |             |
| <i>domcre</i>   | -0,47                | -0,064(0,14) | 0,235           | -0,003(0,04)  |             |
| <i>mortinf</i>  | -0,46                | -0,15(0,32)  | 0,23            | 0,06(0,14)    |             |
| <i>fitel</i>    | 0,13                 | 0,63(5,008)  | 0,065           | -0,67(2,44)   |             |

Sources : Analyse effectuée par l’auteur à partir des variables retenues.

Notes : Les écart-types sont entre parenthèses. Les modèles sont estimés avec le terme constant mais pas reporté. La colonne (i) présente les t-ratio selon l’approche WALS, une PIP de 0.5 correspond à un t-ratio de 1. La colonne (2i) présente l’estimation des coefficients de modèle utilisant l’approche WALS de Magnus et al (2010). La colonne (3i) présente la probabilité d’inclusion a posteriori (PIP). La colonne (4i) présente la moyenne a posteriori ainsi que l’écart-type a posteriori obtenus selon l’approche BMA.

t-ratio de -1.37, l’indicateur de démocratie (*polity2*) avec un t-ratio de -1.24, les flux d’IDE entrants (*ide*) avec un t-ratio de -1.24 et les dépenses gouvernementales (*dep.gouv*) avec un t-ratio de -1.2 font partie des variables retenues dans le vrai modèle, du fait que leurs t-ratios dans l’approche WALS sont tous supérieurs à 1 en valeur absolue. Ces valeurs de t-ratios supérieures à 1 en valeur absolue nous permettent de conclure que ces variables sont les plus pertinentes dans l’analyse de la pauvreté en Afrique subsaharienne. Et les résultats paraissent similaires, lorsque nous considérons l’approche BMA, sauf pour les variables flux d’IDE entrants et les

dépenses gouvernementales, qui ont ici une PIP de 0.31 et 0.32 respectivement, alors que les autres variables pertinentes ont toutes de PIP supérieures à un demi.

## 4.2 Résultats de l'estimation finale de pauvreté

Afin de contrôler pour les effets inobservables spécifiques aux pays, la potentielle endogénéité de nos régresseurs et le biais de variables omises, nous procédons à l'estimation finale des déterminants de la pauvreté à l'aide de System GMM à deux étapes.<sup>24</sup> De façon générale, les tests de Sargan/Hansen<sup>25</sup> et les tests AR(2) confirment la validité des instruments.<sup>26</sup> Néanmoins, pour raison de robustesse de nos résultats, nous procédons aussi à l'estimation à l'aide de l'OLS et de l'estimateur à effets fixes (permettant de contrôler pour les inobservables fixes dans le temps).

Les résultats de régressions principales sont présentés dans le tableau 3. La première colonne montre les résultats obtenus avec les Moindres Carrés Ordinaires (OLS), les colonnes suivantes contiennent les résultats obtenus avec les estimateurs à effets fixes et GMM system respectivement. Avant cela, on observe que les coefficients des variables explicatives confirment les attentes théoriques et empiriques suggérées par l'analyse bayésienne. Le niveau initial (valeur retardée) du taux de pauvreté est introduit dans le modèle pour tester un effet de convergence. Le coefficient du niveau initial de taux de pauvreté est positif et significativement corrélé au niveau courant du taux de pauvreté dans toutes les estimations, ce qui révèle l'existence d'un effet de convergence puisque le coefficient de convergence (égal à celui du niveau initial moins un) est négatif et significatif (ce qui laisse à penser que le taux de pauvreté est soumis à un phénomène de convergence, la croissance du niveau moyen de pauvreté est d'autant plus rapide que le niveau initial est faible).

Les résultats montrent que comme dans l'estimation de Dollar et Kraay (2002), la croissance et les inégalités restent les variables significatives de la pauvreté. La croissance est négativement associée à la pauvreté alors que l'inégalité l'accroît. Ceci affirme que la présence des inégalités est à l'origine de l'aggravation de la situation de précarité. Ce résultat confirme bien l'hypothèse de Bourguignon (2003) et Cling et al. (2004) qui prétendent que le niveau des inégalités a un fort impact sur l'évolution

---

24. Pour des informations supplémentaires concernant les modules nécessaires à l'implémentation des GMM sur panel dynamique, se référer à Roodman (2007).

25. Le test de sur-identification de Hansen est utilisé à la place du test de Sargan, car le premier est robuste à la présence d'erreurs hétéroscédastiques.

26. Les problèmes de sur-identification du modèle liés au grand nombre d'instruments ont été réglés en utilisant certaines options sous Stata qui permettent la sélection automatique des instruments (la commande collapse, par exemple).

TABLE 3 – Déterminants de la pauvreté (% de la population vivant avec moins de 2,15 dollars par jour)

| Variable dépendante :<br>$y_{i,t}$ | OLS<br>(1)           | Effets fixes<br>(2)  | System GMM<br>(3)    |
|------------------------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| $y_{i,t-1}$                        | 0,445***<br>(0,055)  | 0,199***<br>(0,062)  | 0,189***<br>(0,048)  |
| <i>Crois</i>                       | -0,188***<br>(0,024) | -0,254***<br>(0,055) | -0,254***<br>(0,301) |
| <i>Gini</i>                        | 0,66***<br>(0,094)   | 0,688***<br>(0,18)   | 0,425**<br>(0,187)   |
| <i>Oda</i>                         | 0,155**<br>(0,069)   | 0,221*<br>(0,123)    | 0,184**<br>(0,08)    |
| <i>Trade</i>                       | -0,065**<br>(0,025)  | -0,058<br>(0,044)    | -0,025<br>(0,038)    |
| <i>Upop</i>                        | -0,028<br>(0,044)    | -0,092<br>(0,166)    | -0,349**<br>(0,165)  |
| <i>polity2</i>                     | 0,121<br>(0,097)     | -0,061<br>(0,117)    | 0,195*<br>(0,117)    |
| <i>Ide</i>                         | -0,085<br>(0,099)    | 0,005<br>(0,136)     | 0,209*<br>(0,111)    |
| <i>dep.gouv</i>                    | 0,055<br>(0,108)     | -0,147<br>(0,164)    | -0,08<br>(0,112)     |
| Obs.                               | 192                  | 192                  | 342                  |
| Nombre de pays                     | 37                   | 37                   | 38                   |
| $R^2$                              | 0,89                 | 0,85                 | -                    |
| Test de Hansen                     | -                    | -                    | 0,566                |
| $AR(2)$                            | -                    | -                    | 0,943                |
| $p - value(stat - F)$              | 0,000                | 0,000                | 0,000                |

Sources : Analyse effectuée par l'auteur à partir des variables retenues.

Notes : Les écart-types entre parenthèses ; \*\*\*, \*\* et \* significatifs au seuil d'erreur de 1%, 5% et 10% respectivement ; les équations estimées avec le terme constant mais pas reporté ; (3) Estimateur : system GMM. La statistique de Hansen indique que les instruments sont exogènes.  $AR(2)$  : Test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond indiquant qu'il n'y a pas de problème d'autocorrélation dans le modèle.

de la pauvreté et qu'une distribution équitable des richesses est indispensable pour la lutte contre la pauvreté.

En ce qui concerne les autres variables explicatives, la variable dépenses gouvernementales (*dep.gouv*) a le bon signe dans quelques régressions du tableau 3, mais son coefficient n'est pas significatif dans toutes les estimations. Il est en de même pour l'ouverture au commerce (*trade*), son coefficient a le bon signe mais non significatif dans l'estimation en GMM system. L'aide (*oda*) exerce un effet positif et significatif à 5%. Cela signifie que l'aide au développement aggrave la pauvreté dans les pays SSA. Il en est de même de la variable flux entrants d'Investissement Direct Etranger (*ide*) qui exerce un effet positif et significatif sur la pauvreté à 5%. Comme l'ont souligné [Helali et Kalai \(2021\)](#), les flux entrants d'Investissement Direct Etranger dans les industries extractives ne contribuent pas à la réduction de la pauvreté dans les pays d'Afrique Subsaharienne abondants en ressources naturelles, bien au contraire ils aggraveraient les situations préexistantes. Finalement, la variable degré d'urbanisation (*upop*) est négatif et significatif dans l'estimation GMM system. Ce résultat confirme celui de [Ravallion, Chen, et Sangraula \(2007\)](#) selon lequel le taux de pauvreté globale (urbaine et rurale) est d'autant plus faible que le pourcentage de la population urbaine est élevé.

Globalement, les résultats sont similaires à ceux obtenus avec l'approche bayésienne du tableau 2 pour toutes les variables retenues sauf pour le cas de la variable démocratie (*polity2*). D'une part, la variable *polity2* accroît l'incidence de pauvreté (colonne 3). D'autre part, le niveau de significativité de cette variable s'améliore (colonne (3) du Tableau 3) en GMM system comparée en colonnes (1) et (2) du même tableau. Ce résultat reconforte les conclusions de [Tavares et Wacziarg \(2001\)](#) qui ont trouvé un effet modérément négatif de la démocratie sur la croissance économique, de ce fait sur l'augmentation de la pauvreté.

## 5 Conclusion

Ce papier évalue empiriquement l'influence des variables macroéconomiques sur l'incidence de pauvreté en Afrique Subsaharienne. Pour ce faire, nous avons d'abord spécifié l'équation de la pauvreté en effectuant une sélection robuste des déterminants pertinents grâce à deux techniques récentes d'inférence bayésienne. Cette étape s'est avérée nécessaire puisque toute spécification qui ignore l'incertitude sur lesdits déterminants conduit à des erreurs d'inférence ou de prévision. Nous avons ensuite procédé à une estimation de l'équation de pauvreté par la méthode de GMM system. Pour affiner l'analyse, nous avons testé la sensibilité des résultats à l'aide de l'estimateur des moindres carrés ordinaires et l'estimateur à effets fixes. Il apparaît que la réduction de

la pauvreté en Afrique Subsaharienne est tributaire de la croissance et des inégalités ainsi que de certaines variables de politique qui agissent sur la croissance ou opèrent une redistribution favorable aux pauvres. Ces résultats sont confortés par la prise en compte de l'endogénéité dans l'estimation finale de l'équation de la pauvreté.

En termes de recommandations politiques, les résultats de notre étude sont cruciaux. En effet, eu égard au résultat de notre étude, les instances décisionnaires qui cherchent à accélérer le relèvement du revenu des pauvres, et donc à abaisser les niveaux de pauvreté, seraient bien avisés de mettre en œuvre des politiques permettant à leurs pays d'accélérer leur croissance et de réduire les inégalités. C'est pourquoi une stratégie de croissance pro-pauvre doit être centrée sur des mesures propices à une croissance économique rapide et soutenue. Certaines de ces mesures sont classiques : (i) encouragement de la stabilité macro-économique ; (2i) l'aide publique au développement ; (3i) climat d'investissement favorable, (4i) régime d'incitations attrayant ; (5i) la réduction des dépenses publiques pour la consommation.

## Références

- Agénor, Pierre-Richard. 2004. "Macroeconomic adjustment and the poor : analytical issues and cross-country evidence." *Journal of economic surveys* 18 (3) :351–408.
- Aghion, Philippe et Patrick Bolton. 1997. "A trickle down theory of growth and development." *Review of economic studies* 64 :151–162.
- Anyanwu, John C, S Kayizzi-mugerwa, et C John. 2013. *Determining the correlates of poverty for inclusive growth in Africa*. African Development Bank Tunisia.
- Avom, Désiré et Fabrizio Carmignani. 2008. "Pauvreté, croissance et redistribution." *Revue française d'économie* 23 (1) :89–116.
- Babecký, Jan, Tomáš Havránek, Jakub Matějů, Marek Rusnák, Kateřina Šmídková, et Bořek Vašíček. 2014. "Banking, debt, and currency crises in developed countries : Stylized facts and early warning indicators." *Journal of Financial Stability* 15 :1–17.
- Barro, Robert J. 1996. "Democracy and growth." *Journal of economic growth* 1 :1–27.
- Beck, Thorsten, Asli Demirguc-Kunt, et Ross Levine. 2004. "Finance, inequality, and poverty : Cross-country evidence."

- Belaïd, Rabah, Farid Gasmi, et Laura Recuero Virto. 2009. "Institutional Quality and Economic Performance : The Case of Telecommunications in Developing Countries." *Revue d'économie du développement* 17 (3) :51–81.
- Benhabib, Jess et Mark M Spiegel. 1994. "The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data." *Journal of Monetary economics* 34 (2) :143–173.
- Bloom, David Elliot et Jaypee Sevilla. 2001. *Health, wealth, AIDS and poverty. The Australian Government's Overseas Aid Program (AUSAID) / River Path Associates : UK-based knowledge consultancy.*
- Bluedorn, John C. 2001. "Can democracy help? Growth and ethnic divisions." *Economics Letters* 70 (1) :121–126.
- Bourguignon, François. 2003. "The growth elasticity of poverty reduction : explaining heterogeneity across countries and time periods." *Inequality and growth : Theory and policy implications* 1 (1) :1–26.
- Brock, William, Steven N Durlauf, et Kenneth D West. 2003. "Policy evaluation in uncertain economic environments."
- Brock, William A et Steven N Durlauf. 2001. "What have we learned from a decade of empirical research on growth? Growth empirics and reality." *the world bank economic review* 15 (2) :229–272.
- Chauvet, Lisa et Patrick Guillaumont. 2008. *Aid, volatility and growth again : When aid volatility matters and when it does not.* 2008/78. WIDER Research Paper.
- Chen, Shaohua et Martin Ravallion. 2004. "How have the world's poorest fared since the early 1980s?" *The World Bank Research Observer* 19 (2) :141–169.
- Cheung, Yin-Wong, Michael P Dooley, et Vladyslav Sushko. 2012. "Investment and growth in rich and poor countries." Tech. rep., national Bureau of economic research.
- Claessens, Stijn et Enrico Perotti. 2007. "Finance and inequality : Channels and evidence." *Journal of comparative Economics* 35 (4) :748–773.
- Cling, Jean-Pierre, Philippe De Vreyer, Mireille Razafindrakoto, et François Roubaud. 2004. "La croissance ne suffit pas pour réduire la pauvreté." *Revue française d'économie* 18 (3) :137–187.

- Collier, Paul. 2000. "Ethnicity, politics and economic performance." *Economics & Politics* 12 (3) :225–245.
- Deaton, Angus. 2002. "Is world poverty falling?" *Finance and development* 39 (2) :4–7.
- Dollar, David et Aart Kraay. 2002. "Growth is Good for the Poor." *Journal of economic growth* 7 :195–225.
- Dufrenot, Gilles, Valerie Mignon, et Charalambos Tsangarides. 2010. "The trade-growth nexus in the developing countries : A quantile regression approach." *Review of World Economics* 146 :731–761.
- Easterly, William et Stanley Fischer. 2001. "Inflation and the Poor." *Journal of money, credit and banking* :160–178.
- Fernandez, Carmen, Eduardo Ley, et Mark FJ Steel. 2001. "Model uncertainty in cross-country growth regressions." *Journal of applied Econometrics* 16 (5) :563–576.
- Fidrmuc, Jan. 2003. "Economic reform, democracy and growth during post-communist transition." *European journal of political economy* 19 (3) :583–604.
- Galor, Oded et Joseph Zeira. 1993. "Income distribution and macroeconomics." *The review of economic studies* 60 (1) :35–52.
- Glaeser, Edward L, Rafael La Porta, Florencio Lopez-de Silanes, et Andrei Shleifer. 2004. "Do institutions cause growth?" *Journal of economic Growth* 9 :271–303.
- Haddad, Wadi D et al. 1990. *Education and Development : Evidence for New Priorities. World Bank Discussion Papers No. 95*. ERIC.
- Hadjimichael, Michael T, Washington IMF, D Ghura, M Muehleisen, R Nord, EM Ucer et al. 1995. "Sub-Saharan Africa : growth, savings, and investment, 1986-93." Occasional papers, International Monetary Fund.
- Hanushek, Eric A et Ludger Woessmann. 2023. *The knowledge capital of nations : Education and the economics of growth*. MIT press.
- Hasan, Iftekhar, Roman Horvath, et Jan Mares. 2018. "What type of finance matters for growth? Bayesian model averaging evidence." *The World Bank Economic Review* 32 (2) :383–409.

- Helali, Kamel et Maha Kalai. 2021. "Threshold effect of foreign direct investment on economic growth : new evidence from a panel regime switching models." *Global Business and Economics Review* 25 (2) :177–205.
- Hjort, Nils Lid et Gerda Claeskens. 2003. "Rejoinder to the Discussion of the two Hjort and Claeskens Articles." *Preprint series. Statistical Research Report* <http://urn.nb.no/URN:NBN:no-23420>.
- Hoeting, Jennifer A, David Madigan, Adrian E Raftery, et Chris T Volinsky. 1999. "Bayesian model averaging : a tutorial (with comments by M. Clyde, David Draper and El George, and a rejoinder by the authors." *Statistical science* 14 (4) :382–417.
- Jeanneney, Sylviane Guillaumont et Kangni Kpodar. 2006. "Développement financier, instabilité financière et croissance économique." *Économie prévision* 174 (3) :87–111.
- Kass, Robert E et Adrian E Raftery. 1995. "Bayes factors." *Journal of the american statistical association* 90 (430) :773–795.
- Kaufmann, Daniel, Aart Kraay, Eduardo Lora, et Lant Pritchett. 2002. "Growth without governance [with comments]." *Economia* 3 (1) :169–229.
- Klump, Rainer et Patricia Prüfer. 2005. "How to prioritise policies for poverty reduction : Applying Bayesian Model Averaging to Vietnam." Proceedings of the german development economics conference, Verein für Socialpolitik, Research Committee Development Economics.
- Kpodar, Kangni. 2006. *Développement financier, instabilité financière et croissance économique : implications pour la réduction de la pauvreté*. Ph.D. thesis, Université d'Auvergne-Clermont-Ferrand I.
- Leamer, Edward E et Edward E Leamer. 1978. *Specification searches : Ad hoc inference with nonexperimental data*, vol. 53. Wiley New York.
- Lensink, Robert et Oliver Morrissey. 2000. "Aid instability as a measure of uncertainty and the positive impact of aid on growth." *The Journal of Development Studies* 36 (3) :31–49.
- Levine, Ross et David Renelt. 1992. "A sensitivity analysis of cross-country growth regressions." *The American economic review* :942–963.

- Magnus, Jan R. 2002. "Estimation of the mean of a univariate normal distribution with known variance." *The Econometrics Journal* 5 (1) :225–236.
- Magnus, Jan R et James Durbin. 1999. "Estimation of regression coefficients of interest when other regression coefficients are of no interest." *Econometrica* 67 (3) :639–643.
- Magnus, Jan R, Owen Powell, et Patricia Prüfer. 2010. "A comparison of two model averaging techniques with an application to growth empirics." *Journal of econometrics* 154 (2) :139–153.
- Mbizvo, Michael T et Sharon J Phillips. 2014. "Family planning : choices and challenges for developing countries." *Best practice & research Clinical obstetrics & gynaecology* 28 (6) :931–943.
- Moral-Benito, Enrique. 2012. "Determinants of economic growth : A Bayesian panel data approach." *Review of Economics and Statistics* 94 (2) :566–579.
- North, Douglass C. 1990. "Institutions, institutional change and economic performance." *Cambridge University* .
- Papageorgiou, Chris et Winford H Masanjala. 2006. "Initial Conditions, European Colonialism and Africa's Growth." Departmental Working Papers 2006-01, Department of Economics, Louisiana State University.
- Pyatt, Graham. 1966. "Human capital : A theoretical and empirical analysis, with special reference to education the residual factor and economic growth econometric models of education."
- Raftery, Adrian E, David Madigan, et Jennifer A Hoeting. 1997. "Bayesian model averaging for linear regression models." *Journal of the American Statistical Association* 92 (437) :179–191.
- Ravallion, Martin. 2002. "Have We Already Met the Millennium Development Goal for Poverty?" *Economic and Political Weekly* :4638–4645.
- Ravallion, Martin, Shaohua Chen, et Prem Sangraula. 2007. "New Evidence on the Urbanization of Global Poverty." *Population and Development Review* 33 (4) :667–701.
- Roodman, David. 2007. "A short note on the theme of too many instruments." *Center for Global Development Working Paper* 125 (10.2139).

- Sala-i Martin, Xavier. 2006. “The world distribution of income : falling poverty and... convergence, period.” *The quarterly journal of economics* 121 (2) :351–397.
- Savvides, Andreas. 1995. “Economic growth in Africa.” *World development* 23 (3) :449–458.
- Sen, Amartya. 1987. *Commodities and capabilities*. Oxford University Press.
- . 1998. “Mortality as an indicator of economic success and failure.” *The economic journal* 108 (446) :1–25.
- Simon, Julian L. 1989. “On aggregate empirical studies relating population variables to economic development.” *Population and Development Review* :323–332.
- Singh, Raju Jan et Yifei Huang. 2015. “Financial deepening, property rights, and poverty : Evidence from Sub-Saharan Africa.” *Journal of Banking and Financial Economics* 1 (3) :130–151.
- Soussane, Jihad Ait, Amine Chentouf, et Zahra Mansouri. 2024. “Does Moroccan diaspora play a role in the location of Moroccan FDI? An empirical investigation on outward FDI into 46 host countries.” *Transnational Corporations Review* 16 (2) :200054.
- Tavares, Jose et Romain Wacziarg. 2001. “How democracy affects growth.” *European economic review* 45 (8) :1341–1378.
- Vega-Gordillo, Manuel et Jose L Alvarez-Arce. 2003. “Economic growth and freedom : a causality study.” *Cato J.* 23 :199.
- Zeugner, Stefan. 2011. “Bayesian model averaging with BMS.” *Tutorial to the R-package BMS 1e30* .

## A.1. Variables incluses dans l'étude, leurs définitions et sources

|                                    | Définitions                                                                       | Symbole         | Source    |
|------------------------------------|-----------------------------------------------------------------------------------|-----------------|-----------|
| <b>Structure économique</b>        | Crédit intérieur fourni au secteur privé (% du PIB)                               | <i>domcre</i>   | WDI       |
|                                    | Inflation, prix à la consommation (% annuel)                                      | <i>Infl</i>     | WDI       |
|                                    | Dépenses en biens et services (% du PIB)                                          | <i>dep.gouv</i> | WDI       |
|                                    | Formation brute de capital (% du PIB)                                             | <i>inv</i>      | WDI       |
| <b>Secteur extérieur</b>           | Service de la dette publique (% du RNB)                                           | <i>dette</i>    | WDI       |
|                                    | Investissement Direct Etranger (% du PIB)                                         | <i>ide</i>      | WDI       |
|                                    | Aide publique au développement (% du RNB)                                         | <i>oda</i>      | WDI       |
|                                    | Somme des exportations et importations (% du PIB)                                 | <i>trade</i>    | WDI       |
| <b>Les conditions sociales</b>     | Ratio de la population urbaine (degré d'urbanisation)                             | <i>upop</i>     | WDI       |
|                                    | Taux d'inscription à l'éducation primaire                                         | <i>primen</i>   | WDI       |
|                                    | Prévalence du VIH, total<br>(% de la population âgée de 15 à 49 ans)              | <i>hivpre</i>   | WDI       |
|                                    | Taux de mortalité infantile, moins de 5 ans (pour 1000)                           | <i>mortinf</i>  | WDI       |
| <b>Infrastructures</b>             | Abonnement à la téléphonie fixe (pour 100 habitants)                              | <i>fitel</i>    | WDI       |
|                                    | Accès à des installations sanitaires adéquates<br>(% de la population avec accès) | <i>improw</i>   | WDI       |
| <b>Institutions et gouvernance</b> | Indicateur de démocratie                                                          | <i>polity2</i>  | Polity IV |
|                                    | Efficacité du gouvernement                                                        | <i>ge</i>       | WDI       |
|                                    | Règle de droit                                                                    | <i>rl</i>       | WDI       |

## A.2. Pays inclus dans l'échantillon

|                     |                 |            |                |
|---------------------|-----------------|------------|----------------|
| Angola              | Rep. Dem. Congo | Lesotho    | Rwanda         |
| Benin               | Rep. Congo      | Liberia    | Senegal        |
| Botswana            | Côte D'Ivoire   | Madagascar | Sierra Leone   |
| Burkina Faso        | Ethiopie        | Malawi     | Afrique du Sud |
| Burundi             | Gabon           | Mali       | Swaziland      |
| Cap Vert            | Gambie          | Mauritanie | Tanzanie       |
| Cameroun            | Ghana           | Mozambique | Togo           |
| Rep. Centre Afrique | Guinée          | Namibie    | Uganda         |
| Tchad               | Guinée-Bissau   | Niger      | Zambie         |
| Comores             | Kenya           | Nigeria    | -              |