Volume 20 Issue 44
Originally issued as B11

Global Journal of Management and Business Research: B
Economics and Commerce
Volume 20 Issue 11 Version 1.0 Year 2020
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

Evaluation de L'incidence de la Corruption sur le Bien-Etre Intertemporel en Afrique

By Mouhamed Mbouandi Njikam
Enseignant-Chercheur Université de Douala

Abstract- The purpose of this paper is to assess the impact of corruption on inter-temporal social welfare in Africa. From a sample of 34 countries over the period 2002-2017, an ordinary least squares panel estimation of the model leads to the following results: (i) any increase of one point of the level of corruption leads directly to a reduction of just over two points in adjusted net saving per capita in Africa. This result confirms the moralistic theory which highlights the fact that by abrading the productive base of the economy, corruption thus contributes to the deterioration of inter-temporal social welfare in Africa. (ii) These results also show a positive influence of lagging GDP per capita, a negative influence of natural resource revenue and the Central Africa sub region membership, on the adjusted net saving rate per capita.

Keywords: corruption, inter-temporal social well-being, adjusted net savings, capital, natural resources, africa.

GJMBR-B Classification: JEL Code: D73, I31, Q32, C23



Strictly as per the compliance and regulations of:

© 2020. Mouhamed Mbouandi Njikam. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Evaluation de L'incidence de la Corruption sur le Bien-Etre Intertemporel en Afrique

Mouhamed Mbouandi Njikam

Résumé- L'objectif de ce papier est d'évaluer l'incidence de la corruption sur le bien-être social en Afrique. A partir d'un échantillon de 34 pays sur la période 2002-2017, une estimation en panel par les moindres carrées ordinaires du modèle suivant plusieurs variantes permet d'aboutir aux résultats suivant: (i) tout accroissement d'un point du niveau de corruption entraîne une réduction d'un peu plus de deux points de l'épargne nette ajustée par tête en Afrique. Ce résultat confirme la théorie moraliste qui met en exergue le fait qu'en érodant la base productive de l'économie, la corruption contribue ainsi à la dégradation du bien-être social inter-temporel. (ii) une influence positive du PIB par tête retardé, une influence négative des rentes des ressources naturelles et de l'appartenance à la sous-région Afrique centrale, sur le taux d'épargne nette ajustée par tête. (iii) une plus forte dotation en ressources naturelles, entraine, à travers son effet négatif sur l'accumulation du capital humain et les conflits sociopolitiques qu'elle engendre, des niveaux de bien-être social plus faibles. Ainsi pour que les ressources naturelles puissent contribuer à un accroissement durable du bien-être, il faudrait que les rentes issues de l'extraction de ces ressources soient réinvesties dans l'accumulation des autres formes de capitaux productifs.

Motsclés: *corruption, bien-être social inter-temporel, epargne nette ajustée, capital, ressources naturelles, afrique.*

Abstract- The purpose of this paper is to assess the impact of corruption on inter-temporal social welfare in Africa. From a sample of 34 countries over the period 2002-2017, an ordinary least squares panel estimation of the model leads to the following results: (i) any increase of one point of the level of corruption leads directly to a reduction of just over two points in adjusted net saving per capita in Africa. This result confirms the moralistic theory which highlights the fact that by abrading the productive base of the economy, corruption thus contributes to the deterioration of inter-temporal social welfare in Africa. (ii) These results also show a positive influence of lagging GDP per capita, a negative influence of natural resource revenue and the Central Africa sub region membership, on the adjusted net saving rate per capita. (iii) in accordance with the "Dutch disease" hypothesis, a greater endowment of natural resources, resulting, through its negative effect on the accumulation of human capital and the socio-political conflicts that occur, weaker social welfare in Africa. Thus, to sustainably social welfare through the natural resources exploitation, the revenue derived from the extraction of these resources should be exactly reinvested in the accumulation of other forms of productive capital (human capital and physical capital).

Author: *Enseignant-Chercheur Université de Douala.*
e-mail: mbouandinjikam@yahoo.fr

Keywords: *corruption, inter-temporal social well-being, adjusted net savings, capital, natural resources, africa.*

I. Introduction

La non décroissance du bien-être social inter-temporel constitue l'objectif d'équité intra et intergénérationnel qu'implique le développement soutenable (Faucheux et Noël, 1995). Cet objectif d'équité intra et intergénérationnel correspond par ailleurs aux deux dimensions économique et social traditionnellement associées au développement soutenable. Cet objectif implique que, tenant compte de sa démographie, chaque génération devrait transmettre aux générations futures un niveau de bien-être social au moins égal à celui dont elle a hérité.

Il ressort des analyses théoriques que la corruption a un effet ambigu sur le bien-être social inter-temporel. D'un côté, la théorie fonctionnaliste émet l'argument selon lequel, en « huilant » les rouages de l'activité économique à chaque période du temps, la corruption contribue à améliorer le bien-être social inter-temporel dans l'économie (Acemoglu et Verdier, 2000; Ehrlich et Lui, 1999; Lui, 1985; Huntington, 1968; Leys, 1965; Leff, 1964). De l'autre côté, la théorie moraliste montre que en érodant la base productive, la corruption réduit considérablement le bien-être social inter-temporel dans l'économie (Aidt, 2010). Au vue de cette ambiguïté, il semble logique d'évaluer empiriquement l'effet réel de la corruption sur le bien-être social inter-temporel. Cette évaluation empirique se fera dans le cadre des économies africaines, car dans l'ensemble, depuis le début des années 80, ces économies ont subi une décroissance continue de leur bien-être social inter-temporel caractérisée par un taux d'épargne nette ajustée moyen négatif (Dietz et Neumayer, 2004). Il s'agit dans cet article, tout en s'intéressant aux spécificités régionales, de procéder à une évaluation empirique de l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel dans les économies africaines.

La suite de l'article est organisée en deux sections. La section 1 sera consacrée aux aspects méthodologiques de l'analyse de l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel, tandis que la section 2 portera sur l'analyse et la présentation des résultats empiriques obtenus.

© 2020 Global Journals

II. Corruption et Bien-Etre Social Inter-Temporel : les Aspects Méthodologiques

L'objectif principal de cette section est de mettre en exergue la démarche méthodologique adoptée pour évaluer l'influence de la corruption sur le bien-être social inter-temporel en Afrique. Bien avant de présenter les différentes variables entrant dans la formalisation du modèle retenu, il semble logique de tout d'abord marquer un temps d'arrêt afin de passer en revue les fondements théoriques de ce modèle.

a) Fondements théoriques et choix du modèle

- Choix du modèle

Des travaux empiriques ont été consacrés à l'évaluation de l'effet de la corruption sur le bien-être social, notamment celle d'Aidt (2010) et celle de Mutasçu et Danuletiu (2010). La différence fondamentale entre ces deux travaux repose sur l'approche de mesure de bien-être social adoptée par chacun. L'étude de Aidt (2010) est fondée sur l'approche du revenu ajusté tandis que l'étude de Mutasçu et Danuletiu (2010) est basée sur l'approche du développement humain. Chacune de ces approches de mesure du bien-être social regorge des avantages et des inconvénients.

L'approche du développement humain, fondée sur le concept de capabilités de Sen, conduit à la mise en œuvre de l'indice du développement humain (IDH). L'IDH est un indice composite et non monétaire de bien-être social construit à partir des moyennes du revenu par tête et des indicateurs de santé et d'éducation. Cet indice regorge de sérieuses limites, parmi lesquels on peut tout d'abord relever la limite commune à tous les indices composites. En effet comme tout indice composite, l'IDH évalue et intègre différentes composantes du bien-être de la même façon pour tous les individus et ignore ainsi les évaluations individuelles que les individus peuvent donner à chacune des composantes du bien-être (Fleurbaey, 2009). Bien plus encore, l'IDH permet juste de cerner le niveau du bien-être au sein d'une économie à un instant donné, mais ne donne aucune indication sur le bien-être des générations futures, et n'a donc aucune dimension inter-temporelle (Aidt, 2010; Gnègnè, 2009; Fleurbaey, 2009).

Par ailleurs, l'approche du revenu ajusté est fermement liée au bien-être économique et est fondée sur l'idée selon laquelle, les différents stocks de capitaux d'une économie (notamment le capital manufacturé, humain et naturel) et la manière dont ils sont gérés déterminent le bien-être inter-temporel des individus (Fleurbaey, 2009). Les indicateurs issus de cette approche (à l'exemple de l'épargne nette ajustée) sont explicitement focalisés sur la dimension inter-temporelle du bien-être social et peuvent contrairement aux autres indicateurs (comme l'IDH), être reliés directement à la mesure de la soutenabilité faible du développement (Dasgupta, 2001; Dasgupta, 2010). Cette approche souffre cependant d'une limite conceptuelle liée au fait qu'elle est fondée sur la théorie des préférences révélées (Fleurbaey, 2009). Toutefois, elle semble plus adaptée à la mise en œuvre des travaux empiriques (Aidt, 2010).

Ainsi, compte tenu du fait que le modèle développé par Aidt (2010) est fondé sur une approche focalisée sur la dimension inter-temporelle du bien-être social, il semble plus adapté pour l'évaluation de l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel. Ce modèle semble d'autant plus adapté que la corrélation entre l'épargne nette ajustée par tête (utilisée comme mesure du bien-être social inter-temporel par Aidt, 2010) et l'IDH est assez élevé pour les 34 pays africains constituant l'échantillon de cette étude (0.89).

Le choix du modèle étant opéré, il semble dès à présent nécessaire de présenter explicitement ce modèle et ses fondements théoriques.

- Fondements théoriques du modèle

Pour évaluer l'influence de la corruption sur le bien-être social inter-temporel, nous allons utiliser une version modifiée du modèle économétrique développé par Aidt (2010). De manière explicite, le modèle économétrique de Aidt (2010) est spécifié comme suit:

$$GI_{it} = \beta_0 corr_{it} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{1k} inst_{it}^{k} + \sum_{l=1}^{n} \beta_{1l} stock_{it}^{l} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Ce modèle de base est spécifié en panel, avec le taux d'épargne nette ajustée par tête *(genuine investment, GI)* représentant la variable dépendante comme mesure du bien-être social inter-temporel. La principale variable indépendante d'intérêt est la variable corruption *(corr)*. Et les variables institutions *(inst)* et stocks *(stock)* représentent les autres variables indépendantes de suggérées par la littérature et correspondent notamment aux proxys des institutions politiques et légales et aux proxys des différents stocks de capitaux évalués à leurs prix comptables respectivement.

Cette spécification économétrique est fondée sur le modèle théorique développé par Dasgupta et Mäler (2000). Ce modèle théorique suggère que le niveau de bien-être social inter-temporel est déterminé par les principaux facteurs suivant : les institutions qui déterminent l'allocation des ressources d'une part, et la base productive constituées des différents stocks de

© 2020 Global Journals

capitaux évalués à leurs prix implicites respectifs d'autre part.

En effet, Dasgupta et M*äl*er (2000) considèrent une économie constituée d'un très grand nombre d'individus identiques vivant ensemble. Par soucis de simplicité, on supposera que la taille de la population est fixe. Le temps t est supposé continu. Cette économie produit un bien universel Y_t à partir du travail L_t, du capital physique K_t et des flux de ressources naturelles R_t. La technologie de production est représentée par :

$$Y_t = F\left(L_t, K_t, R_t\right) \tag{1}$$

Où, $\frac{\partial F_t}{\partial L_t} \succ 0$, $\frac{\partial F_t}{\partial K_t} \succ 0$, $\frac{\partial F_t}{\partial R_t} \succ 0$ et F_t est continûment différentiable.

Il est important de préciser que la fonction de production n'est pas nécessairement concave. Et comme conséquence à cela, les résultats concernant les effets de la corruption sur le bien-être social inter-temporel qu'on obtiendra peuvent très bien s'appliquer à une large catégorie des économies où existent des externalités et certaines autres défaillances institutionnelles telles que les défaillances de marché et des institutions politiques et légales.

La dynamique du capital physique au cours du temps est la suivante :

$$\frac{dK_t}{dt} = F\left(L_t, K_t, R_t\right) - C_t \equiv I_t^k, \tag{2}$$

Où C_t est la consommation agrégée, et I_t^k est l'investissement en capital physique. On suppose pour besoin de simplicité qu'il n'y a pas de dépréciation du capital et que le taux de croissance de la population est nul.

Le stock de ressources naturelles S_t évolue selon la dynamique suivante:

$$\frac{dS_t}{dt} = M\left(S_t\right) - R_t \equiv I_t^s, \tag{3}$$

Où $M\left(S_t\right)$ est le taux de renouvellement des ressources naturelles (il est nul pour les ressources non renouvelables et non nul pour les ressources renouvelables), R_t le flux de ressources naturelles utilisées au cours du temps t. I_t^s peut être interprété comme l'investissement net en stock de ressources naturelles.

La consommation C_t procure une certaine utilité aux individus, tandis que le travail L_t leurs procure de la désutilité. Ceci permet d'obtenir une fonction d'utilité concave $U\left(C_t, L_t\right)$.

Conformément aux intuitions d'Arrow et al. (2004), le bien-être social inter-temporel à un instant t prend la forme d'une fonction de bien-être utilitarienne V_t, comme suit :

$$V_t = \int_t^{+\infty} U\left(C_t, L_t\right) e^{\delta(\tau - t)} d\tau \tag{4}$$

Où δ est le taux d'escompte.

Ainsi, un sentier de développement P_τ commençant à un instant τ est une projection dans le futur des principaux agrégats économiques, i.e.

$$P_\tau \equiv \left\{C_\tau, L_\tau, R_\tau, K_\tau, S_\tau\right\}_{\tau=t}^{+\infty}.$$

Les institutions déterminent parmi une infinité de sentiers, le sentier de développement que suivra l'économie. Les institutions dont il est question ici, comprennent les institutions économiques, légales et politiques. Il n'y a aucune présomption à ce que ces institutions soient parfaites. Il peut exister des défaillances de marché, la société peut être gouvernée par un leader élu démocratiquement ou par un dictateur, la corruption peut être endémique ou non. Ce qui est important ici, c'est de considérer la qualité des institutions comme une donnée ; ces institutions peuvent être affectées par des réformes, mais elles n'évoluent pas de manière endogène (ou organique) au cours du temps. On peut considérer de manière formelle que ces institutions constituent une fonction α, qui étant donné l'état de l'économie à chaque instant t, $\left\{K_t, L_t, S_t\right\}$ déterminent le sentier de développement $\hat{P}_t$ que va suivre l'économie. On peut donc réécrire notre fonction de bien-être utilitarienne explicitement comme une fonction des institutions et des différents stocks de capital, soit :

$$V_t = V\left(\alpha, K_t, L_t, S_t\right).$$

Cette formulation de la fonction de bien-être social inter-temporel permet d'obtenir la valeur sociale des deux types de capitaux variables (capital physique et ressources naturelles). Cette valeur sociale correspond au prix implicite de chaque type de capital et est donnée par:

$$P_t\left(\alpha\right) = \frac{\partial V\left(\alpha, K_t, S_t\right)}{\partial S_t} \tag{5}$$

© 2020 Global Journals

$$Q_t(\alpha) = \frac{\partial V(\alpha, K_t, S_t)}{\partial S_t} \quad (6)$$

Ces prix implicites mesurent les variations du bien-être social inter-temporel associées à une variation infinitésimale du stock de capital considéré. Etant donné que le bien-être social inter-temporel est une fonction des institutions et des divers stocks de capitaux, i.e. $V_t = V(\alpha, K_t, S_t)$, le calcul du différentiel total de cette fonction, en maintenant les institutions comme données, nous donne :

$$\frac{dV_t}{dt} = \frac{\partial V_t}{\partial K_t} \times \frac{dK_t}{dt} + \frac{\partial V_t}{\partial S_t} \times \frac{dS_t}{dt} \quad (7)$$

En considérant les valeurs respectives des différents coûts d'opportunité élaborées précédemment (équations (5) et (6)), on peut réécrire (7) comme suit :

$$\frac{dV_t}{dt} = P_t(\alpha) \cdot I_t^k + Q_t(\alpha) \cdot I_t^s \equiv GI \quad (8)$$

Où GI correspond à l'investissement véritable (*genuine investment* en anglais). Cet investissement véritable reflète les variations du bien-être véritable (*genuine wealth, GW* en anglais) de la société, i.e. $GI_t \equiv \frac{dGW_t}{dt}$. L'investissement véritable est donc fondamentalement lié aux changements inter-temporels du bien-être social, comme l'illustre l'équation (8). Cette équation fournit la clé fondamentale qui permet de déboucher sur le modèle économétrique de Aidt (2010) évoqué précédemment. Inspirons nous alors de ce modèle de base pour déduire le modèle économétrique final plus adapté au contexte des économies africaines.

b) Présentation des variables et sources de données

- Présentation des variables

Pour obtenir le modèle économétrique final prêt à être estimé, nous allons expliciter les différentes variables du modèle économétrique de base de Aidt (2010) suivant:

$$GI_{it} = \beta_0 corr_{it} + \sum_{k=1}^{m} \beta_{1k} inst_{it}^k + \sum_{l=1}^{n} \beta_{1l} stock_{it}^l + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

En effet, conformément à Aidt (2010), Gnègnè (2009) et Dietz et al. (2007), le taux *d'épargne nette ajustée par tête* (communément connue sous l'appellation de *genuine investment* en anglais, *GI*) sera utilisé pour mesurer le niveau de bien-être social inter-temporel dans l'économie. En effet, l'épargne nette ajustée, aussi appelée *épargne véritable (genuine saving)*, mesure l'investissement net dans l'ensemble de la base productive (capital physique, humain et naturel) d'un pays. D'un point de vue intuitif, l'épargne nette ajustée (ENA) repose sur l'idée que s'il nous est possible d'identifier les déterminants du bien-être et de mesurer leur évolution, alors nous sommes en mesure d'apprécier ce que sera le bien-être futur (Gnègnè, 2010). L'ENA est donc un indice qui renseigne sur l'investissement en vue du bien-être présent et futur.

Ainsi, contrairement à l'IDH qui est également un indicateur de niveau de bien-être social, le taux d'épargne nette ajustée par tête est plus lié à la dimension inter-temporelle du bien-être social puisqu'il donne également des indications sur le bien-être des générations futures (Fleurbaey, 2009). Un taux d'épargne nette ajustée par tête élevé dans une économie traduit un niveau élevé de bien-être social inter-temporel, c'est-à-dire un niveau de bien-être élevé pour la génération présente et des niveaux actualisés de bien-être également élevés pour les générations futures. Tandis qu'un taux d'épargne nette ajustée par tête faible traduit des niveaux de bien-être faibles aussi bien pour la génération présente que pour les générations futures. Par ailleurs, un taux d'épargne nette ajustée par tête négatif traduit clairement le non respect du critère d'équité intra et intergénérationnel. Ceci pourra donc signifier explicitement, que le niveau de bien-être de la génération présente est plus élevé que le niveau actualisé du bien-être des générations futures

Tout comme de nombreux travaux empiriques consacrés à l'évaluation de l'effet de la corruption sur l'activité économique, l'on utilisera l'indice de perception de corruption (IPC) élaboré par l'organisation non gouvernementale *Transparency International* pour mesure le niveau de corruption *(corr).*

En effet, l'IPC est la mesure de corruption la plus utilisée dans les études macroéconomiques sur la corruption, même s'il est aujourd'hui fortement concurrencé par l'indice de contrôle de corruption (ICC) publié par la Banque Mondiale (Razafindrakoto et Roubaud, 2006). En fait, l'ICC est directement comparable à l'IPC, avec lequel il présente de nombreuses similitudes mais s'en différencie sur quelques points[1]. L'ICC est censé mesurer *« the exercice of public power for private gain, including both petty and grand corruption and state capture »*.Il s'agit également d'un indicateur composite de perception de la corruption, combinant différentes sources, où prédominent les déclarations d'experts et d'hommes d'affaires. D'autres types de perceptions comme celles formulées par les ménages sont prises en considérations. En ce sens, il est moins *« pur »* que l'IPC, dans la mesure où il intègre des sources primaires présentant une plus grande hétérogénéité liée à la nature des répondants et des questions posées (Razafindrakoto et Roubaud, 2006). En dépit des différences dans leur couverture et leur mode de

[1] Voir pour une comparaison détaillée entre l'IPC et l'ICC, Kaufmann, Kray et Zoido-Lobatón (2003).

© 2020 Global Journals

construction, ces deux indicateurs sont très fortement corrélés (R^2 de 0,89 en 2010). Ceci s'explique en partie par leur dénominateur commun : l'ensemble des sources primaires de l'ICC sont dans l'IPC. De plus, ils fournissent des intervalles de confiance du même ordre de grandeur. La corrélation des indicateurs composites comme des sources primaires entre elles[2] est interprétée comme une forme de validation indirecte de leur pertinence. Ceci justifie donc l'utilisation de l'IPC comme mesure de la corruption pour cette étude. Ce d'autant plus que cela facilitera la comparaison des résultats obtenus dans cette étude avec ceux obtenus dans de nombreux autres études ayant employés l'IPC comme mesure de la corruption. Néanmoins pour des besoins de tests de robustesse, nous emploierons alternativement l'IPC et l'ICC comme mesure de la corruption dans cette étude.

Par ailleurs, comme son nom l'indique, l'IPC est basé sur la perception d'experts (hommes d'affaires et spécialistes du risque pays) sur la corruption, qu'ils soient résidents ou non résidents, nationaux ou expatriés. La corruption est entendue de façon conventionnelle comme « *l'usage d'une position publique afin d'en retirer des avantages privés* ». Cet indice permet de classer les pays en fonction de leur niveau de corruption sur une échelle allant de 0 à 10. Plus l'IPC d'un pays est proche de 0, plus le niveau de corruption de ce pays est considéré comme élevé. Inversement, plus l'IPC d'un pays est proche de 10, plus le niveau de corruption y est perçu comme faible. Par soucis de simplicité de l'analyse, l'indice de perception de la corruption sera intervertit de sorte que la variable corruption (*corr)* soit représentée par (10-IPC). Ceci permettra d'associer des niveaux de corruption élevés à des indices modifiés élevés.

Comme proxy de la qualité des institutions politiques et légales (*inst)*, l'indice de règle de doit (*index of rule of law)* publié par la Banque Mondiale, sera employé, comme suggéré par Treisman (2007).

Pour mesurer les différents stocks de capitaux physique, humain et naturel, nous allons employer les proxys suivants:

Le logarithme du PIB par tête retardé d'une période et ajusté à la parité du pouvoir d'achat ($\ln Y_{t-1}$) sera employé comme proxy de l'évolution du stock de capital physique dans l'économie, ceci en conformité aux suggestions de Dietz et al. (2007).

Tout comme Aidt (2010), nous emploierons le nombre moyen d'années de scolarisation des adultes pour percevoir le stock de capital humain dans l'économie (*édu)*. En effet, l'autre mesure du stock de capital humain généralement utilisé correspond aux dépenses publiques d'éducation. Mais étant donné que les dépenses publiques d'éducation font partie du calcul de l'épargne nette ajustée par tête, leur inclusion comme mesure du stock de capital humain dans ce modèle pourrait créer une identité partielle entre les deux membres de l'équation. De ce fait, le nombre moyen d'années de scolarisation des adultes sera employé comme mesure du stock de capital humain dans le modèle final.

Le stock des ressources naturelles est généralement mesuré par le niveau des rentes de ressources naturelles (*Rs)*. Cependant, les rentes de ressources naturelles font également partie du calcul de l'épargne nette ajustée par tête. Ainsi, leur inclusion dans le modèle pourrait créer aussi une identité partielle entre les deux membres de l'équation. De ce fait, on utilisera la part des exportations de minerais, des essences forestières et de pétrole dans les exportations totales comme proxy des rentes de ressources naturelles, tout comme l'ont fait Sachs et Warner (1995) dans leur article séminal sur l'influence des ressources naturelles sur la croissance des pays.

Nous inclurons également une autre variable de contrôle suggérée par la littérature, notamment la variable urbanisation (*urban)*, c'est-à-dire le pourcentage de la population totale vivant en milieu urbain. En effet, selon Dietz et al. (2007), l'urbanisation détermine les variations de la base productive, à travers son influence sur le capital naturel et le capital humain.

Ainsi, le modèle économétrique final qui servira à évaluer l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel dans les économies africaines, est spécifié comme suit :

[2] Voir par exemple pour l'IPC, Lambsdorf (2005)

© 2020 Global Journals

$$GI_{it} = \beta_1 corr_{it} + \beta_2 \ln Y_{t-1} + \beta_3 inst_{it} + \beta_4 édu_{it} + \beta_5 Rs_{it} + \beta_6 urban_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Ce modèle est spécifié en panel, avec le taux d'épargne nette ajustée par tête comme variable endogène représentant le niveau de bien-être social inter-temporel. Les indices *i* et *t* représentent l'indice pays et l'indice temps, respectivement. Le terme d'erreur a trois composantes: μ_i représente les déterminants non observés du bien-être social inter-temporel spécifiques aux pays et invariant au cours du temps; γ_t représente les chocs temporels au bien-être social inter-temporel commun à tous les pays, et ε_{it} représentent tous les déterminants non observés du bien-être social inter-temporel variant au cours du temps et entre les pays. Compte tenu de la disponibilité des données, l'échantillon est constitué de 34 pays africains (liste de ces pays au tableau 1 de l'annexe B). La période d'analyse va de 2002 à 2010. Ceci étant, une précision sur les différentes sources de données semble nécessaire, car la fiabilité des sources de données garantie la faisabilité de l'étude.

- Sources de données

Les données nécessaires à cette étude sont essentiellement issues de cinq sources. Le tableau suivant récapitule ces informations.

Tableau 1.2: Variables et Sources des données

Variables	Sources de données
Epargne nette ajustée par tête (GI)	World Development Indicators, 2018
PIB réel par tête (Y_{t-1})	World Development Indicators, 2018
Rentes de Ressources naturelles (Rs)	World Energy, 2018
Indice de Règle de droit (Inst)	World Governance Indicators, 2018
Capital humain (édu)	Barro et Lee, 2010
Corruption (Corr)	Transparency International, 2018
Urbanisation (Urban)	World Development Indicators, 2018

Source: Auteur

Les aspects méthodologiques relatifs au modèle employé étant relevés, il semble nécessaire d'envisager dès à présent l'estimation économétrique et l'interprétation des résultats obtenus.

III. Analyse et Interprétation des Résultats

Cette section a pour objectif l'estimation du modèle économétrique retenu et l'interprétation des résultats obtenus. Toutefois, il semble important tout d'abord, de faire une analyse statistique des évolutions communes du bien-être social inter-temporel et du niveau de corruption dans les économies africaines durant la période 2002-201.

a) L'analyse statistique

Pour évaluer dans quelle mesure la corruption influence le bien-être social inter-temporel, nous procédons au préalable à des analyses de corrélations et des représentations des tendances d'évolution entre ces deux variables.

❖ Analyses de corrélations

En effet, une classification d'un certain nombre de pays à partir des données provenant du World Development Indicators (2011) et de Transparency International, en fonction de leur niveau de corruption (mesuré par l'IPC) et de leur niveau de bien-être social inter-temporel (mesuré par le taux d'épargne nette ajustée par tête) fournit un éclairage intéressant sur la corrélation entre corruption et bien-être social inter-temporel. Le tableau suivant résume cette classification pour un échantillon de 81 pays industrialisés et en développement

Tableau 2.2: Classification de 81 pays industrialisés et en développement, en fonction de leur niveau de corruption et de bien-être social inter-temporel au cours de la période 2002-2018

	Niveau de corruption			
	Faible corruption		Forte corruption	
	Turquie	Allemagne	Vietnam	Algérie
	Norvège		Mexique	Russie
	Chypre	Espagne	Inde	Albanie
	Singapour		Chine	Lituanie

© 2020 Global Journals

Taux d'épargne nette ajustée par tête	Elevé	Etats-Unis Slovénie Pologne France Botswana Bulgarie Hollande Croatie Luxembourg Maroc Belgique Irlande Suisse Danemark Japon Tunisie Suède Mongolie Seychelles Afrique du Sud	Arménie Panama Roumanie Albanie Ukraine
	Faible	Egypte Burkina Faso Brunei-Darussalam Pérou Israël Trinité et Tobago Jordanie Costa Rica Chili Rwanda Madagascar	Gabon Guinée Guinée-Bissau Guatemala Colombie Côte-d'Ivoire Mali Zambie RDC Sierra-Léone Tchad Somalie Paraguay Niger Syrie

Source: construction de l'auteur à partir des données issues du World Development Indicators, 2018 et de Transparency International, 2018.

Dans ce tableau, le niveau de corruption d'un pays sera considéré comme étant faible (respectivement élevé) si l'IPC associé à ce pays est inférieur (respectivement supérieur) à l'IPC moyen dans l'échantillon au cours de la période 2002-2017. De même, le niveau de bien-être social inter-temporel d'un pays sera considéré comme faible (respectivement élevé) si son taux d'épargne nette ajustée par tête est inférieur (respectivement supérieur) au taux moyen dans l'échantillon durant la période 2002-2017.

Deux constats marquants simples se dégagent de l'observation de ce tableau, notamment:

- Tout d'abord, de manière générale, il ressort de ce tableau que toutes choses restant égales par ailleurs, il est plus probable pour un pays ayant un niveau de corruption élevé d'avoir un bien-être social inter-temporel faible; de même, un pays ayant un niveau de corruption faible est plus enclin à avoir un niveau de bien-être social inter-temporel élevé. Ainsi, dans cet échantillon, 70% des pays ayant un niveau de corruption faible ont un niveau de bien-être social inter-temporel élevé. De même, environ 71% des pays ayant un niveau de corruption élevé ont simultanément un niveau de bien-être social inter-temporel faible. Cela traduit globalement une corrélation négative entre le niveau de corruption et le niveau de bien-être social inter-temporel capté par le taux d'épargne nette ajustée par tête. Toutefois, un constat spécifique se dessine également;

© 2020 Global Journals

- Ensuite, de manière spécifique, la liaison négative entre corruption et bien-être social inter-temporel semble être plus forte pour les pays africains. En effet, près de 96% des pays africains ayant une forte corruption dans l'échantillon ont simultanément un niveau de bien-être social inter-temporel faible. Bien que la corruption ne soit pas l'apanage des pays africains uniquement, le niveau de corruption très élevé dans ces pays par rapport aux autres régions du monde[3] pourrait expliquer le fait que la grande majorité des pays africains de l'échantillon ayant un IPC inférieur à la moyenne expérimentent simultanément des taux d'épargne nette ajustée par tête inférieur à la moyenne de l'échantillon.

Ainsi, il ressort de ce tableau que la liaison entre le niveau de corruption et le niveau de bien-être social inter-temporel est négative, et que cette liaison semble plus forte dans le cas des pays africains. Toutefois, la robustesse et la significativité de la liaison établie entre corruption et bien-être social inter-temporel à partir du tableau précédent peuvent être mises à mal, à cause du caractère approximatif du choix du seuil à partir duquel, le niveau de corruption est considéré comme élevé ou faible, de même que le niveau de bien-être social inter-temporel. Ainsi pour creuser davantage, à la suite du tableau précédent, il serait intéressant de calculer le véritable coefficient de corrélation entre l'IPC et le taux d'épargne nette ajustée par tête pour les 34 pays africains de l'échantillon durant la période 2002-2017.

Le tableau suivant résume les coefficients de corrélation entre l'IPC et le taux d'épargne nette ajustée par tête (GI), de même que les corrélations entre ces variables et les autres variables du modèle retenu.

Tableau 3.2: Corrélation entre l'ENA, l'IPC et les autres variables d'intérêt du modèle.

	GI	Corr(IPC)	Inst	Urban	Edu
GI	1.0000				
Corr(IPC)	-0.5400***	1.0000			
Inst	0.5619**	-0.7609*	1.0000		
Urban	-0.1379	-0.0673	-0.0861	1.0000	
Edu	0.1475	-0.4940*	0.3971	0.2276*	1.0000

*Note : *, ** et *** indiquent la significativité à 10, 5 et 1% respectivement*

L'observation de ce tableau permet, principalement de constater une assez forte corrélation négative entre l'indice de perception de la corruption (mesurant le niveau de corruption) et l'indice d'épargne nette ajustée (qui est indicateur du niveau de bien-être social inter-temporel). En plus d'être négatif, ce coefficient de corrélation est significatif à 1%. Ceci traduit le fait que de forts niveaux de corruption sont associés à des faibles niveaux de bien-être social inter-temporel caractéristiques d'une dynamique de développement non soutenable dans les pays africains. Bien que la corrélation entre deux variables n'implique pas nécessairement l'existence d'une causalité entre celles-ci, la corrélation négative entre corruption et bien-être social inter-temporel semble présager une éventuelle influence négative de la corruption sur le bien-être social inter-temporel. En sus de cette observation principale, il ressort également de ce tableau que la corrélation entre l'épargne nette ajustée et la qualité des institutions politiques et légales (mesurée par l'indice de règle de droit) est positive et significative à 5%. Des institutions politiques et légales de bonnes qualités caractérisées par un niveau élevé de la variable *inst* sont associées à des niveaux élevés de bien-être social inter-temporel en Afrique. Ce constat va un peu de soit. En effet, étant donné que la corrélation entre le niveau de corruption et la qualité des institutions politiques et légales est négative et significative (-0.7609) et qu'en plus, le niveau de corruption est également négativement et significativement corrélé au niveau de bien-être social inter-temporel (-0.54), alors, il semble assez évident que la qualité des institutions politiques et légales soit positivement corrélée au niveau de bien-être social inter-temporel.

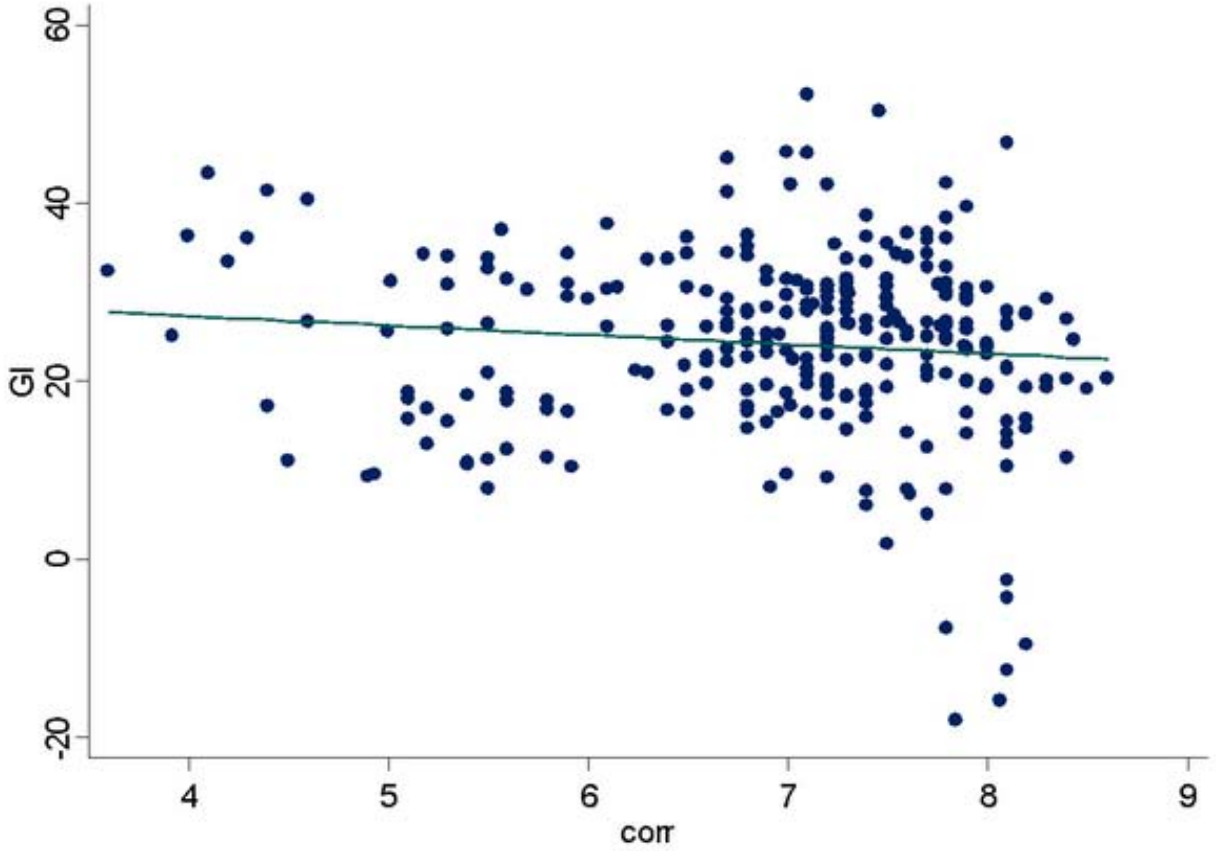
❖ Représentations de tendances

Outre le tableau de corrélation, l'observation d'un nuage de points permet d'avoir une idée sur le sens de la liaison qui peut exister entre la corruption et le bien-être social inter-temporel en Afrique. L'ajustement du nuage de points pour les 34 pays africains de l'échantillon d'étude, permet de faire ressortir une droite de régression ayant une pente négative (graphique 1). En effet, à travers le graphique 1.2, on observe que des niveaux de corruption élevés sont en moyenne associés à des indices d'épargne nette ajustée négatifs, caractéristiques d'un faible

[3] En effet, une vue synoptique des publications de l'IPC de 2002 à 2010, montre qu'en moyenne quatre pays africains figurent parmi les dix pays les plus corrompus au monde.

© 2020 Global Journals

niveau de bien-être social inter-temporel. Cela présume ainsi une influence négative de la corruption sur le bien-être social inter-temporel dans les économies africaines.

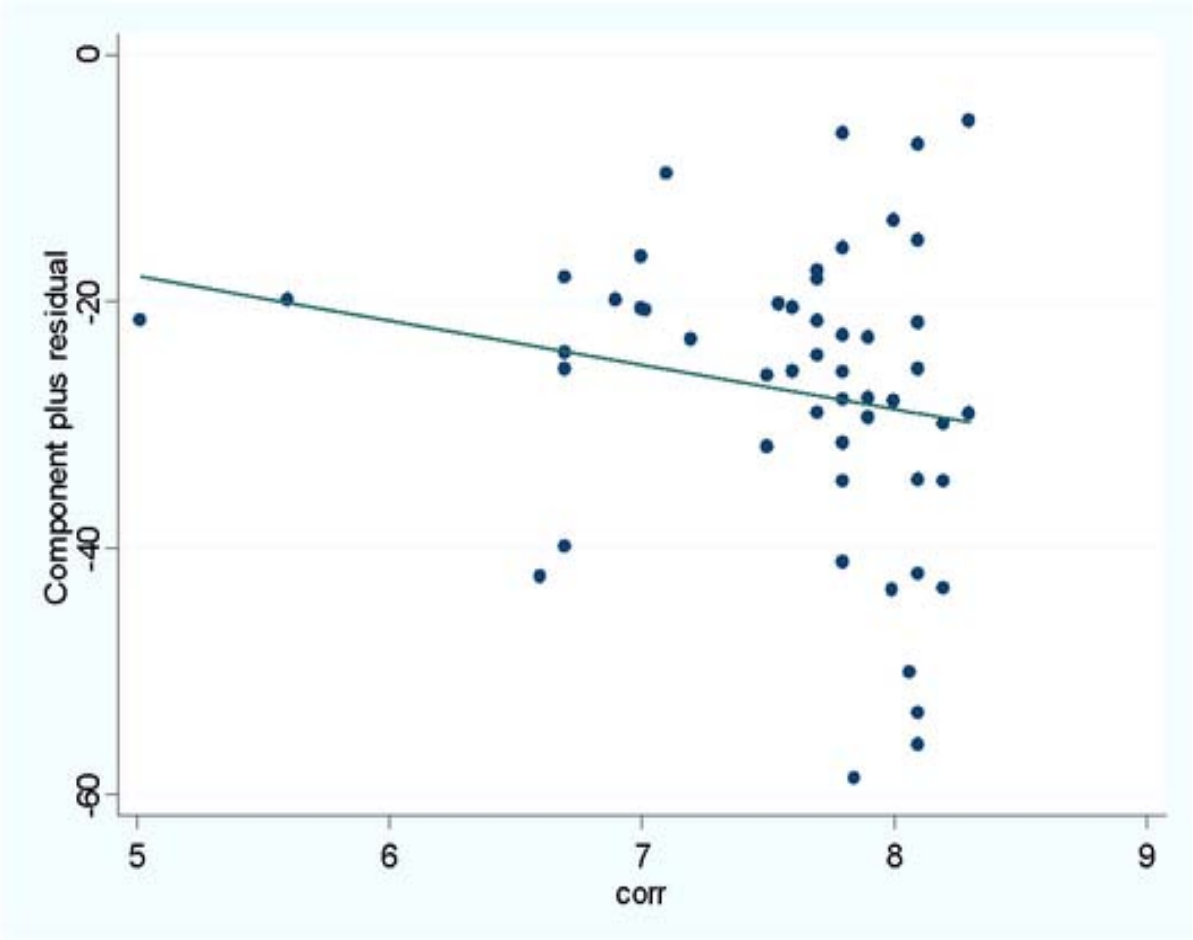


Source : L'auteur à partir du logiciel Stata 15.0

Graphique 1.2: Croisement entre Corruption (IPC) et Epargne nette ajustée (GI) en Afrique de 2002 à 2017

L'influence négative de la corruption sur le bien-être social inter-temporel qu'on peut déduire de l'ajustement du nuage de points, semble d'autant plus prononcée lorsqu'on s'intéresse au cadre restreint des pays d'Afrique centrale. En effet, l'ajustement du nuage de points restreint aux pays d'Afrique centrale, par une droite de régression aboutit à l'obtention d'une droite plus pentue que celle obtenue dans le cadre de tous les pays de l'échantillon (graphique 2). Cela présage l'existence d'une spécificité des pays de l'Afrique centrale, liée au fait que l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel semble plus prononcé dans ces pays par rapport à l'ensemble des pays africains.

© 2020 Global Journals



Source : L'auteur à partir du logiciel Stata 15.0

Graphique 2.2 : Croisement entre Corruption (IPC) et Epargne nette ajustée (GI) en Afrique centrale de 2002 à 2017

Ainsi, toutes les analyses statistiques descriptives précédentes laissent transparaitre une relation négative entre corruption et bien-être social inter-temporel dans les économies africaines. Les résultats obtenus de ces analyses statistiques descriptives n'étant cependant que présomptifs, alors il semble nécessaire de procéder à une estimation économétrique afin d'évaluer correctement et de manière robuste, l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel en Afrique.

b) Estimation économétrique et interprétations des résultats

❖ Estimation économétrique

Afin d'évaluer l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel en Afrique, nous allons estimer le modèle économétrique final retenu précédemment, notamment :

$$GI_{it} = \beta_1 corr_{it} + \beta_2 \ln Y_{t-1} + \beta_3 inst_{it} + \beta_4 édu_{it} + \beta_5 Rs_{it} + \beta_6 urban_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

Les résultats des estimations économétriques sont récapitulés dans le tableau 4 suivant: la colonne (1) du tableau correspond tout d'abord à l'estimation du modèle final sans aucune forme d'hétérogénéité prise en compte. Il s'agit du modèle homogène (MH) estimé suivant la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Bien que le coefficient d'ajustement soit assez élevé, il n'en reste pas moins vrai que des spécificités individuelles des pays doivent être envisagées eu égard à leurs caractéristiques institutionnelles et potentialités économiques variées.

Le test d'existence des spécificités individuelles est alors effectué. Il ressort qu'au seuil de 1%, les spécificités individuelles des 34 pays de l'échantillon sont contributives à l'explication du bien-être social inter-temporel. Ceci justifie l'estimation du modèle à effets fixes (E.F.), dont les résultats sont reportés dans la colonne (2) du tableau. Cependant, le pouvoir

© 2020 Global Journals

explicatif du modèle est plutôt faible. En effet, le coefficient d'ajustement le plus pertinent dans ce cas qui est le R^2 *with in* prend une valeur faible. Ainsi, seulement 4,76% de la variabilité intra-individuelle du bien-être social inter-temporel sont expliquées par celles des variables explicatives.

Bien plus encore, afin de tester économétriquement, l'intuition issue des analyses statistiques descriptives précédentes relatives à l'existence d'un effet beaucoup plus accentué de la corruption sur le bien-être social inter-temporel dans les pays d'Afrique centrale, nous allons introduire une variable muette dans le modèle (variable *Dummy*). Cette variable muette correspondra à 1 si le pays appartient à la région d'Afrique centrale, et 0 sinon. Compte tenu du fait que la variable muette est invariante dans le temps, la spécification la plus adaptée est

Tableau 4.2: Résultat de l'estimation de la relation entre Epargne nette ajustée par tête et Corruption (IPC) en Afrique, 2002-2017

Variable dép. : Epargne nette ajustée par tête, GI	(1) MH	(2) E.F.	(3) E.A.
Corruption (IPC)	-2,506004***	-1,930915**	-2,32539***
	(-2,84)	*(-2,51)*	*(-3,06)*
Log PIB retardé(1) *(log Y_{t-1})*	3,850171	5,488031	4,659622**
	(0.224)	*(1.04)*	*(2.10)*
Règle de droit *(Inst)*	1,445014	-3,342381	-0,1323453
	(0,47)	*(-1,12)*	*(-0,05)*
Rentes *(Rs)*	-0,4688074***	-0,1462279	-0,3489012***
	(-2,67)	*(-1,41)*	*(-3,93)*
Capital humain *(Edu)*	-0,2119874	0,3527277	-0,2181458
	(-0,43)	*(-0,51)*	*(-0,36)*
Urbanisation *(Urban)*	-0,1289377	-0,4867799	-0,1631723
	(-1,08)	*(-1,29)*	*(-1,59)*
Dummy	-	-	-16,27614***
			(-3,27)
_cons	0,2685716	-7,319549	-5,01375
	(0,01)	*(-0,22)*	*(-0,30)*
Observations	306	306	306
Nombre de pays	34	34	34
Fisher/Wald Chi^2	49,83	2.08	79,41
(p-value)	*(0,0000)*	*(0,0558)*	*(0,0000)*
Fisher caractéristique de la présence d'effets spécifiques	-	20.79	-
		(0,0000)	
(p-value)	0,6728	0,1701	0,6202
R^2	-	0,0476	0,0340
R^2 – within	-	0,1910	0,6834
R^2 –between			

*Source : Auteur à partir du logiciel STATA 11.0. Les valeurs entre parenthèses représentent les t-statistiques. *, ** et *** indiquent la significativité à 10, 5 et 1% respectivement*

© 2020 Global Journals

Celle d'un modèle à effets aléatoires (E.A.). Les résultats de l'estimation du modèle à effets aléatoires (E.A.) sont reportés dans la colonne (3) du tableau.

❖ Interprétations des résultats

Il est question dans ce paragraphe de présenter un diagnostic des résultats économétriques obtenus après estimation. Pour les interprétations, nous allons essentiellement nous focaliser sur les résultats de la colonne (3) du tableau précédent. En effet, il s'agit tout d'abord, d'identifier le signe et l'ampleur de l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel dans les économies africaines. Ensuite, il est question d'analyser l'effet des autres variables sur le bien-être social inter-temporel.

- La variable d'intérêt: la corruption

Nos résultats suggèrent une relation négative entre corruption et bien-être social inter-temporel, mesuré par l'épargne nette ajustée par tête. En effet, le coefficient affecté à la variable corruption est négatif et significatif à 1%, il est de l'ordre de -2,32539. Ainsi, une augmentation du niveau de corruption d'un point se traduit par une diminution de l'épargne nette ajustée par tête d'un peu plus de 2 points. Or compte tenu du fait que l'épargne nette ajustée est un indicateur qui renseigne sur l'investissement en vue du bien-être présent et futur (Gnègnè, 2010), alors il apparaît que la corruption est un obstacle à la non décroissance du bien-être social inter-temporel en Afrique. Bien plus encore, en se référant à la littérature théorique relative à la soutenabilité faible qui met l'accent sur la non décroissance du bien-être social inter-temporel comme condition principale à la soutenabilité du développement (Dasgupta et Mäler, 2001 ; Hamilton et Clemens, 1999 ; Pearce et Atkinson, 1993), nous pouvons affirmer qu'en favorisant la dégradation du bien-être social inter-temporel, la corruption constitue un sérieux frein au processus de développement soutenable en Afrique. Ce résultat confirme la théorie moraliste qui met en exergue le fait qu'en érodant la base productive de l'économie, la corruption contribue ainsi à la dégradation du bien-être social inter-temporel. Il est aussi conforme aux résultats de Aidt (2010) et de Dietz et al. (2007).

Ce résultat montre ainsi que les pays africains devraient faire des efforts dans la lutte contre la corruption afin de réduire l'effet érosif de la corruption sur leur base productive. Dès lors, ces pays pourront se garantir des niveaux de bien-être courant et futur élevés, nécessaires à la soutenabilité de leur processus de développement.

- Les autres variables

Nos résultats montrent que le niveau du PIB retardé d'une année, en logarithme influence positivement et significativement l'épargne nette ajustée par tête. Ceci peut être expliqué par le fait que l'épargne nette ajustée est un indicateur de bien-être social monétaire. De ce fait, des niveaux de PIB antérieurs élevés sont susceptibles d'accroitre le niveau du bien-être social. Ce résultat est conforme à celui obtenu par Gnègnè (2010).

Par ailleurs, ces résultats laissent transparaître deux faits marquants.

Tout d'abord, les rentes de ressources naturelles, mesurées par la part des exportations des minerais, des essences forestières et de pétrole dans les exportations totales, influencent négativement et significativement l'épargne nette ajustée par tête. Ceci traduit le fait que les pays dotés de ressources naturelles sont plus enclin à avoir des taux d'épargne nette ajustée par tête faibles, voire négatifs, caractéristiques des niveaux de bien-être social inter-temporel faibles. Ce résultat paradoxal correspond en fait à une validation de l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles pour l'épargne nette ajustée dans le contexte des économies africaines. L'autre argument qu'on peut avancer pour expliquer ce résultat est la mauvaise application ou le non-respect de la règle de Hicks-Solow-Hartwick dans les pays africains riches en ressources naturelles. En effet, cette règle stipule que, pour que les ressources naturelles puissent contribuer à un accroissement durable du bien-être social, il faudrait que les rentes issues de l'extraction de ces ressources soient exactement réinvesties dans l'accumulation des autres formes de capitaux productifs (capital humain et capital physique). Ainsi, si les dotations en ressources naturelles, n'influencent pas positivement le niveau de bien-être social inter-temporel an Afrique, cela traduit soit une absence de réinvestissement des rentes de ces ressources naturelles dans l'accumulation des autres formes de capitaux productifs, soit une mauvaise procédure de réinvestissement de ces rentes. Ce résultat est en effet conforme à celui obtenu par Dietz et al. (2007) et Neumayer (2004).

En outre, la variable indicatrice de l'appartenance à la région Afrique centrale est pourvue d'un coefficient négatif et significatif, traduisant ainsi le fait que pour un pays, l'appartenance à cette région comparativement à d'autres régions d'Afrique, influence négativement son taux d'épargne nette ajustée par tête. Ceci peut être expliqué par les caractéristiques institutionnelles et les dotations en ressources naturelles des économies de l'Afrique centrale par rapport aux autres économies africaines. En effet, comparativement à d'autres pays africains, les pays d'Afrique centrale possèdent simultanément les institutions de plus piètre qualité et les ressources naturelles les plus abondantes. En fait, les institutions de plus piètre qualité caractérisées par des niveaux de corruption parmi les plus élevés d'Afrique, entrainent conformément à la

© 2020 Global Journals

thèse moraliste des niveaux de bien-être social les plus faibles. De même, conformément à l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles, une plus forte dotation en ressources naturelles, entrainent, à travers son effet négatif sur l'accumulation du capital humain et les conflits sociopolitiques qu'elle engendre, des niveaux de bien-être social plus faibles.

IV. Conclusion

Cet article avait pour objectif d'évaluer le signe et l'ampleur de l'effet de la corruption sur le bien-être social inter-temporel en Afrique. Deux séquences ont alors été nécessaires pour y parvenir.

- La première séquence a consisté en la présentation des aspects méthodologiques retraçant ainsi le choix du modèle adapté et la présentation des variables aussi bien dépendantes qu'indépendantes entrant dans la formalisation du modèle final. Ces variables ont fait l'objet d'une régression sur données de panel constitué de 34 pays africains sur la période 2002-2017. L'influence d'un certain nombre de caractéristiques particulières des pays d'Afrique centrale a été également prise en compte en introduisant une variable indicatrice de l'appartenance à la région Afrique centrale, dans la spécification du modèle à effets aléatoires.
- La seconde séquence a présenté le diagnostic des résultats des estimations faites. Principalement, il en ressort une conformité des résultats à la théorie moraliste établissant l'influence négative de la corruption sur le bien-être social inter-temporel à travers son effet érosif sur la base productive de l'économie. Par exemple, un accroissement du niveau de corruption d'un point en Afrique, se traduit par une réduction du taux d'épargne nette ajustée d'un peu plus de 2 points, traduisant ainsi une décroissance du bien-être social inter-temporel. En outre, il ressort également de ces résultats, une influence positive du PIB par tête retardé, et une influence négative des rentes des ressources naturelles et de l'appartenance à la région Afrique centrale, sur le taux d'épargne nette ajustée par tête.

Bibliographie

1. Baksi, S., Bose, P. (2010), «Environmental Regulation in the Presence of an Informal Sector», Working Paper N°2010-03, Department of Economics, the University of Winnipeg.
2. Biller, D. (1994), «Informal, Gold Mining and Mercury Pollution in Brazil», Policy Research Working Paper 1304, The World Bank, Washington, D.C.
3. Biswas, A. K., Farzanegan, M. R., Thum, M. (2011), « Pollution, Shadow Economy and Corruption: Theory and Evidence», CESifo Working Paper N°3630, Category 9: Resource and Environment Economics.
4. Blackman, A. (2000), «Informal Sector Pollution Control: What Policy Option Do We Have? », World Development, Vol. 28, p.2067-2082.
5. Blackman, A., Bannister, G. (1998), « Community Pressure and Clean Technology in the Informal Sector: An Econometric Analysis of the Adoption of Propane by Traditional Mexican Brickmakers», Journal of Environmental Economics and Management, Vol. 35, p.1-21.
6. Chaudhuri, S., Mukhopadhyay, U. (2006), «Pollution and Informal Sector: A Theoretical Analysis», Journal of Economic Integration, Vol.21, p.363-378. 19 Cole, M. A.,
7. Elliot, R. J., Fredriksson, P. G. (2006), «Endogenous Pollution Havens: Does Foreign Direct Investments influence environmental regulations », Scandinavian Journal of Economics, Vol.108, N°1, p.157-178.
8. Cole, M. A. (2007), "Corruption, Income and the Environment: An Empirical Analysis", Ecological Economics, 62, 2007, 637-647
9. Common, M. and Perrings, C. (1992), « Towards an Ecological Economics of Sustainability », Ecological Economics, Vol.6, p.7-34.
10. Damania, R. (2002), «Environmental controls with Corrupt bureaucrats», Environment and Development Economics, Vol.7, p.407-427.
11. Dasgupta, S., Wang, H., Wheeler, D. (2002), «Confronting the environmental Kuznets curve», Journal of Economic Perspectives, Vol.16, N°1, p.147-168.
12. Davidson, R. et J. G. MacKinnon. (1993). «Estimation and inference in econometrics ».Oxford: Oxford University Press. Desai, U. (1998), Ecological Policy and Politics in developing Countries: Economic Growth, Democracy and Environment, Albany, New York: State University of New York Press.
13. Ehrlich, I., Lui, F.T. (1999), « Bureaucratic Corruption and Endogenous Growth», Journal of Political Economy, Vol. 107, N°6, p.270-293 Fredriksson, P., Volleberg, H. R. J.,
14. Dijkgraaf, E. (2004), «Corruption and Energy Efficiency in OECD countries: Theory and Evidence», Journal of Environmental Economics and Management, Vol.47, p.207-231.
15. Fredriksson, P. G., List, J. A., Millimet, D. L. (2003), «Bureaucratic Corruption, Environmental Policy and Inbound US FDI: Theory and Evidence », Journal of Public Economics, Vol.87, N°7, p.1407-1430.
16. Grossman, G. M., & Krueger, A. B. 1995. "Economic Growth and the Environment", Quarterly Journal of Economics, 110(2): 353-377.

© 2020 Global Journals

17. Im, K. S., Pesaran, M. H., Shin, Y. (2003), «Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels. », Journal of Economics, Vol.115, N°1, p.53-74.
18. Lambsdorff, J. G. (2007), The Institutional Economics of Corruption and Reform (Cambridge UK: Cambridge University Press).
19. Lahiri-Dutt, K., 2004. "Informality in Mineral Resource Management in Asia: Raising Questions Relating to Community Economies and Sustainable Development". Natural Resources Forum28, 123–132.
20. Levine, Ross, and Sarah Zervos, 1998. "Stock Markets, Banks, and Economic Growth," American Economic Review, June 1998. pp. 688-726 20
21. Lopez, R., Mitra, S. (2000), « Corruption, Pollution and the Kuznets Environment curve », Journal of Environmental Economics and Managment, Vol. 42.
22. Mankiw, G. N., Romer, D., Weil, D. N. (1992); «A Contribution to the Empirics of Economics Growth», The quaterly Journal of Economics, Vol. 107, N0 2, p. 407-437.
23. Morse, S. (2006), «Is Corruption Bad for Environmental Sustainability? A Cross-National Analysis », Ecology and Society, Vol. 11, N°1.
24. Murphy, K. M., Shleifer, A., Vishny, R. W. (1993), «Why is Rent Seeking so Costly to Growth?», American Economic Review, Paper and Proceedings Vol.83, p. 409-414
25. Panayotou, T. (1997), «Demystifying the Environmental Kuznets Curve: Turning a Black Box into a Policy Tool », Environment and Development Economics, Vol.2, p.465-484.
26. Pellegrini, L., Gerlagh, R. (2006), «Corruption, Democracy, and Environmental Policy: An Empirical Contribution to the Debate», The Journal of Environment Development, Vol.15, N°3, p.332-354.
27. Perkings, R. (2003), «Environmental leapfrogging in developing countries: A critical assessment and reconstruction », Natural Resources Forum, Vol.27, N°3, p.177-188.
28. Smarzynska, B. K., Wei, S-J. (2000), «Corruption and the Composition of Foreign Direct Investment: Firm-Level Evidence», World Bank Discussion Paper N°2360.
29. Welsch, H. (2004), «Corruption, growth and the Environment», Environment and Development Economics.
30. Wilson, J. K., Damania, R. (2005), «Corruption, Political Competition and Environmental Policy», University of Adelaïde, School of Economics Working Paper 03-9.

Annexe

Tableau A1: liste des pays de l'échantillon

Angola, Burundi, Benin, Burkina Faso, Botswana, Cote d'Ivoire, Cameroun, République du Congo, Egypte, Ethiopie, Gabon, Ghana, Guinée , Gambie, Kenya, Maroc, Madagascar, Mali, Mozambique, Iles Maurices, Malawi, Namibie, Niger, Rwanda, Soudan, Sénégal, Sierra Leone, Swaziland, Togo, Tunisie, Tanzanie, Uganda, South Africa, Zambie

© 2020 Global Journals