
Actes de la troisième Conférence internationale sur la Francophonie économique

VERS UNE ÉCONOMIE RÉSILIENTE, VERTE ET INCLUSIVE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar – Sénégal, 16 – 18 mars 2022

GOUVERNANCE, URBANISATION ET EMISSION DE CO₂ EN AFRIQUE

CHEIKH TIDIANE NDOUR

Maître de conférences assimilé, Université Cheikh Anta Diop de Dakar
cheikht.ndour@ucad.edu.sn; cheikhtidjanendour@gmail.com

RÉSUMÉ – Cet article détermine comment la bonne gouvernance complète ou contrecarre l'urbanisation dans la lutte contre la dégradation de l'environnement notamment la réduction des émissions de CO₂ pour 45 pays d'Afrique au cours de la période 2000-2014. La gouvernance est mesurée à travers les six dimensions des indicateurs de gouvernance de Kaufman. L'urbanisation est évaluée par le taux d'urbanisation se rapportant à la population en milieu urbain par rapport à la population totale. Les preuves empiriques sont basées sur la méthode des moments généralisés (MMG) en deux étapes qui élimine le biais de simultanéité et prend en compte les variations entre les pays. Les résultats montrent dans l'ensemble que la bonne gouvernance a un effet significatif sur la réduction des émissions de CO₂. Il est un moyen permettant d'atténuer l'effet potentiel de l'urbanisation sur la dégradation de l'environnement. Les résultats recommandent la prise en compte de la gouvernance dans les politiques d'urbanisation pour un environnement propre.

Mots-clés : émissions CO₂, gouvernance, urbanisation, modèle MMG, Afrique.

Les idées et opinions exprimées dans ce texte n'engagent que leur(s) auteur(s) et ne représentent pas nécessairement celles de l'OFE ou de ses partenaires. Aussi, les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions relèvent de la seule responsabilité de ou des auteurs.

Introduction

Une forte urbanisation, une croissance économique rapide et des émissions de CO₂ élevées sont caractéristiques du continent africain. A l'heure actuelle, il regroupe sept des dix pays à la croissance la plus rapide du monde (Asongu et Rangan, 2016). La moitié de sa population vit dans des zones urbaines et les prévisions tablent sur un taux d'urbanisation de ratio 75% à l'horizon 2050 (Nations unies, 2017). Ce fort dynamisme de l'urbanisation, qui dans la littérature s'explique par des politiques macroéconomiques élaborées au niveau national, le rôle du secteur privé et des administrations municipales, a pour conséquence la dégradation de l'environnement (Hossain, 2011). Dans le monde entier, les zones urbaines sont responsables de 71 % des émissions mondiales de CO₂ liées à l'énergie. Ce pourcentage passera à 76 % d'ici 2030 (Agence internationale de l'énergie, 2010). En Afrique, le modèle d'urbanisation qui sied est contraire aux exigences d'une économie verte et à faible émission de carbone. Ainsi, une bonne gouvernance ou une bonne planification de l'urbanisation est devenue nécessaire pour limiter les émissions de CO₂.

Pour comprendre l'évolution des émissions de carbone, nombreuses sont les études qui ont cherché à analyser les facteurs les plus déterminants (Harbaugh et al., 2000 ; Panayotou et al., 2000). Le modèle de base de l'ensemble de ces travaux au sein de la littérature est la vérification de l'hypothèse de la courbe environnementale de Kuznets (Holtz-Eakin et Selden 1995 ; Diao et al., 2009 ; Heil et Selden, 2001 ; Galeotti et Lanza, 1999 ; Akbostanci et al., 2009 ; He et Richard 2010). Ce modèle est basé sur une relation en sens inverse entre les émissions de CO₂ et le niveau de développement. Un autre axe de recherche prenant en compte les relations entre la consommation d'énergie, la pollution environnementale, l'urbanisation, l'éducation, le commerce international et la croissance économique s'est ajouté à celle déjà existante sur la courbe de Kuznets (Jumbe, 2004 ; Ang, 2007 ; Odhiambo, 2009a, b ; Apergis et Payne, 2009 ; Ndour et Faye, 2021 ; Menyah et Wolde-Rufael 2010 ; Ozturk et Acaravci, 2010 ; Bölük et Mehmet 2015 ; Mehrara, 2007 ; Ezzo 2010). Plus récemment, la littérature sur la durabilité de l'environnement s'est focalisée sur la décomposition des inégalités dans les émissions de CO₂ (Chen et al. 2017), la réduction des émissions de CO₂ et énergies renouvelables (Marcantonini et Valero, 2017), les implications économiques de la mise en œuvre de programmes sur l'efficacité énergétique (Martinez et al. 2017) et le calcul des émissions de CO₂ dans un cadre à valeur ajoutée (Xu et al. 2017).

Se limiter à ces facteurs cités précédemment pour comprendre la dynamique des émissions de CO₂ limite toute la portée de la bonne gouvernance. Une gouvernance forte est un moyen efficace de lutte contre la dégradation de l'environnement et une utilisation durable des ressources (Hosseini et Kaneko, 2013 ; Bernauer et Koubi, 2009 ; Samimi et al., 2012 ; Abid, 2016 ; Abdala, 2008). Cependant, très peu d'études ont examiné le rôle que peut jouer la gouvernance dans la sauvegarde de l'environnement (Halkos et coll., 2015 ; Halkos et Tzeremes, 2013 ; Lameira et coll., 2016 ; Zhang et al., 2016). Plusieurs indicateurs se rapportant à la gouvernance sont utilisés : la responsabilité, la qualité du service, l'indice de corruption, les droits civils et les libertés politiques (Dutt, 2009).

Une limite des études est qu'elles ne prennent pas en compte la complémentarité pouvant exister entre la gouvernance et l'urbanisation dans la lutte pour la sauvegarde de l'environnement. Elles omettent de considérer une variable d'instrument que les politiques peuvent manipuler pour contrecarrer l'effet positif d'une urbanisation non maîtrisée sur la dégradation de l'environnement. Pour toutes ces raisons, les conclusions basées sur les facteurs qui déterminent les émissions de CO₂ sont limitées si les décideurs politiques ne disposent pas d'outils permettant de réduire les émissions de carbone. La présente étude comble cette lacune en utilisant la gouvernance comme

variable d'instrument dès lors qu'au sein de la littérature l'effet conditionnel de la gouvernance sur l'urbanisation n'a pas fait l'objet d'études. Il est important d'expliquer pourquoi l'urbanisation et la gouvernance sont liées au développement durable et aux changements climatiques. La présente étude évalue la façon dont une urbanisation maîtrisée, accompagnée d'une bonne gouvernance, peut être utile à la réduction des émissions de CO₂ à travers un panel de pays africains sur la période 2000-2014. L'intuition est que l'urbanisation maîtrisée et intelligente est apte à faire réduire les émissions de CO₂.

Le reste de l'étude est structuré comme suit. La section 1 procède à une revue succincte de la littérature. La section 2 décrit les données et la méthodologie. Les résultats empiriques sont présentés à la section 3.

1. Revue de la littérature

Le lien entre la gouvernance, l'urbanisation et les émissions de CO₂ a été examiné séparément au sein de la littérature. L'effet d'interaction entre la gouvernance et l'urbanisation sur les émissions de CO₂ n'a jusqu'ici pas fait l'objet d'études. En ce qui concerne l'effet de la gouvernance sur les émissions, très peu d'études ont été réalisées (Tamazian et Bhaskara Rao, 2010 ; Halkos et Tzeremes, 2013 ; Lameira et al., 2016 ; Zhang et al., 2016). Plusieurs indicateurs ayant tous des effets sur les émissions ont été utilisés dans les études empiriques. Les dimensions de la qualité des institutions prennent en compte la responsabilité, la qualité du service, l'indice de corruption, les droits civils et les libertés politiques (Dutt, 2009). Il est bien documenté qu'une meilleure gouvernance environnementale est de nature à assurer une bonne protection de l'environnement et aide à une utilisation durable des ressources (Samimi et al., 2012). Ainsi, la qualité institutionnelle joue un rôle important dans la réduction des émissions de CO₂ en influençant directement ou indirectement les émissions de CO₂ (Abid, 2016). Par exemple les facteurs démocratiques sont liés à la qualité de l'environnement car les gouvernements démocratiques améliorent la qualité de l'environnement grâce à des systèmes de réglementation environnementale efficaces, peut-être en raison de la sensibilisation des citoyens et des organisations qui s'inquiètent des questions écologiques (Almeida et GarcíaSánchez, 2017). En outre, Tamazian et Bhaskara Rao (2010) ont examiné le rôle de la qualité institutionnelle pour l'environnement, et une bonne gouvernance environnementale est utile pour maintenir l'utilisation durable des ressources (Lameira et al., 2016). Enfin quant à la variable corruption qui est aussi une mesure de la bonne gouvernance, elle influence directement et indirectement la qualité de l'environnement par l'affaiblissement et par la création de comportement de recherche de rente, de la performance des institutions et crée des obstacles à la mise en œuvre efficace car elle affaiblit la performance des institutions (Zhang et al., 2016 ; Wang et al., 2018b).

Pour ce qui est de l'urbanisation, le point de départ de la revue théorique repose sur la théorie de la modernisation écologique montrant comment l'urbanisation est un processus de la transformation. À mesure que les sociétés évoluent (faible développement à développement intermédiaire), la croissance économique prime sur la durabilité environnementale. Lorsque les sociétés sont dans des niveaux de développement supérieurs, les dommages environnementaux deviennent plus importants et les sociétés cherchent des moyens de durabilité environnementale. Ainsi, les effets négatifs de la croissance sur l'environnement peuvent être réduits par l'innovation technologique, l'urbanisation et le passage d'une économie manufacturière à une économie de services (Gouldson et Murphy, 1997 ; Mol et Spaargaren, 2000).

Dans la littérature empirique, la relation entre l'urbanisation et les émissions de CO₂ donne des résultats mitigés : l'effet pouvant être positif (Baltagi et Li, 2002 ; Sadorsky, 2014 et Kasman et Duman, 2011), négatif (Sharma, 2011, Al-Mulali et al., 2012), ou sans relation significative (Rafiq et al., 2016). Au-delà de la relation linéaire, nombreux sont les auteurs qui soulignent que le lien peut être non linéaire et pourrait prendre les formes d'un U inversé (Wang et al., 2015a ; Martínez-Zarzoso et Maruotti, 2011) et d'un effet de seuil (Cao et al., 2016). L'hypothèse non linéaire soutient qu'il existe une relation en forme de U inversé entre l'urbanisation et les émissions de CO₂. En effet, c'est dans la phase initiale d'urbanisation caractérisée par une forte expansion de la construction d'infrastructures qu'est constatée une augmentation des émissions de CO₂ et lors des étapes ultérieures de l'urbanisation ou la qualité prime que les émissions de CO₂ seront réduites.

2. Données et méthodologie

2.1. Données et sources

Cette étude examine un panel de 45 pays d'Afrique avec des données des indicateurs de développement de la Banque mondiale pour la période 2000-2014 (voir tableau 1 pour la liste des pays). La variable dépendante est représentée par les émissions de CO₂ par habitant. Dans la littérature, quatre types d'indicateurs sont couramment utilisés pour mesurer la dégradation de l'environnement. Il s'agit des émissions par habitant, de l'intensité de la pollution, de la concentration et des émissions totales. Pour des données en panel, l'indicateur de CO₂ le plus couramment utilisé est de loin celui des émissions par habitant (Panayotou et al., 2000 ; Heil et Selden, 2001 ; Holtz-Eakin et Selden, 1995 ; Moomaw et Unruh, 1997). Pour la protection de l'environnement, un signe négatif d'une variable exogène sur la variable de résultat indique des conditions favorables à la durabilité. Pour mesurer la robustesse des résultats la variable dépendante liée aux émissions totales de CO₂ a été utilisée. L'urbanisation est mesurée par le taux d'urbanisation. Le choix de la variable urbanisation est compatible avec la littérature récente (Liu et Bae, 2017 ; Al-Mulali et Ozturk, 2015 ; Bekhet et Othman, 2017 ; Shahbaz et al., 2016 ; Lin et al., 2009 ; Zhou et al. 2013). La variable gouvernance est mesurée par les six dimensions de Kaufman.

Tableau 1 : Liste des pays

| | | |
|----------------|------------|----------------|
| Algérie | Gambie | Nigéria |
| Angola | Ghana | Rwanda |
| Benin | Guinée | Sénégal |
| Botswana | Kenya | Seychelles |
| Burkina | Lesotho | Sierra Leone |
| Burundi | Liberia | Afrique du sud |
| Cap vert | Libye | Soudan |
| Cameroun | Madagascar | Tanzanie |
| Centre Afrique | Malawi | Togo |
| Comores | Mali | Tunisie |
| RDC | Mauritanie | Uganda |
| Congo | Maurice | Zambie |
| Cote d'ivoire | Maroc | Zimbabwe |
| Egypte | Mozambique | |

| | |
|----------|---------|
| Ethiopie | Namibie |
| Gabon | Niger |

Quatre variables de contrôle sont utilisées afin d'éviter le biais d'omission variable. Elles comprennent : le produit intérieur brut par habitant (PIB/habitant), la valeur ajoutée du secteur tertiaire en pourcentage du PIB, le commerce et la croissance de la population. Alors que nous devons intuitivement s'attendre à ce que la première variable influence positivement les émissions de CO₂, le reste des variables devrait avoir l'effet inverse. Toutefois, les signes attendus peuvent dépendre de l'influence de caractéristiques propres à chaque pays qui ne sont pas prises en compte dans la spécification de la méthode des moments généralisés (MMG). Le tableau 2 fournit la définition des variables.

Tableau 2 : Définition des variables

| Variables | Signes | Définition des variables (mesures) | Sources |
|----------------------------|--------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|
| CO2 per capita | CO2 | émissions de CO2 (metric tons per capita) | Banque mondiale |
| Urbanisation | urb | Pourcentage de la population vivant en milieu urbain | Banque mondiale |
| GDP per capita | GDPpc | Produit intérieur brut par habitant | Banque mondiale |
| Valeur ajoutée Services | VAS | Pourcentage de la valeur ajoutée du secteur des services sur la valeur ajoutée globale de l'économie. | Banque mondiale |
| Ouverture commerciale | Com | Importation plus exportation sur le PIB (% du PIB). | Banque mondiale |
| Croissance population | POpgr | Croissance de la population (annuelle%). | Banque mondiale |
| Efficacité du gouvernement | GE | La mesure de la qualité de la perception des services publics, et le degré d'absence des pressions politiques, la qualité de la formulation des politiques et la crédibilité de l'engagement du gouvernement à l'égard de ces politiques. | Banque mondiale |
| Stabilité politique | SP | Mesure les perceptions de la probabilité que l'le gouvernement sera déstabilisé ou renversé par moyens inconstitutionnels ou violents, y compris la violence familiale et le terrorisme. | Banque mondiale |
| Contrôle de la Corruption | CC | La corruption montre le degré de perception du public le pouvoir à des fins privées ; elle comprend à la fois des formes mineures et majeures de corruption, ainsi que des élites et des intérêts privés. Contrôle de la corruption | Banque mondiale |

| Variables | Signes | Définition des variables (mesures) | Sources |
|----------------------------------|--------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-----------------|
| | | contribue à réglementer la politique environnementale. | |
| Lois et règlement | LR | Capture les perceptions de la mesure dans laquelle les agents ont confiance et respectent les règles de la société, les droits de propriété, la qualité de la police et des tribunaux, et les possibilités de criminalité et violence. | Banque mondiale |
| Qualité de la réglementation | QR | La capacité du gouvernement de réglementer et d'appliquer des politiques saines qui permettent et améliorent le développement du secteur privé. | Banque mondiale |
| Voix citoyenne et responsabilité | VA | Accomplir les perceptions des citoyens sur la mesure dans laquelle ils participent à la sélection du gouvernement, à la liberté d'expression, à la liberté d'association et à l'indépendance des médias. | Banque mondiale |

Le tableau 3 présente les statistiques descriptives de l'étude. La moyenne des émissions est de 1,141. La plus forte valeur en termes d'émissions par habitant parmi les pays d'Afrique est observée en Lybie (9,383) et la RDC a les émissions les plus faibles (0,0163). Le Gabon a le taux d'urbanisation le plus élevé (87,651%) et le Burundi le plus bas (8.246). Pour ce qui est des indicateurs de gouvernance, Botswana a la valeur la plus importante pour le contrôle de corruption (1,216), Maurice pour l'efficacité du gouvernement (1.056), la qualité de la réglementation (1,127), l'Etat de droit (1,077) et la voix citoyenne et la responsabilité (0,982) et Seychelles pour la stabilité politique (1,282). Les valeurs les plus faibles pour les mêmes indicateurs sont respectivement observées pour la Libye (-1,617), la RDC (-1,884), la Centre Afrique (-2,699), le Zimbabwe (-2,236), le Libéria (-2,008) et la Libye (-1,982).

Tableau 3 : Résumé statistiques

| Variable | Moyenne | Ecart type | Minimum | Maximum | Observations |
|----------|----------|------------|---------|----------|--------------|
| CO2 | 1,141 | 1,916 | 0,016 | 9,383 | 630 |
| Urb | 40,358 | 16,987 | 8,246 | 87,651 | 630 |
| gdpc | 2248,062 | 2693,42 | 194,873 | 12850,49 | 630 |
| Com | 72,784 | 37,794 | 20,505 | 311,354 | 630 |
| VAS | 46,034 | 9,934 | 12,490 | 77,020 | 630 |
| Popgr | 2,362 | .94 | -2,628 | 5,604 | 630 |
| CC | -0,591 | 0,592 | -1,617 | 1,216 | 630 |
| GE | -0,665 | 0,602 | -1,884 | 1,056 | 630 |

| Variable | Moyenne | Ecart type | Minimum | Maximum | Observations |
|----------|---------|------------|---------|---------|--------------|
| SP | -0,528 | 0,904 | -2,699 | 1,282 | 630 |
| QR | -0,613 | 0,584 | -2,236 | 1,127 | 630 |
| LR | -0,622 | 0,625 | -2,008 | 1,077 | 630 |
| VA | -0,557 | 0,683 | -1,982 | 0,982 | 630 |

Source : calcul à partir des données de la Banque mondiale.

2.2.Modèle

Fondamentalement pour quatre raisons, ce papier adopte l'approche d'estimation des MMG en deux étapes. Premièrement, par un processus d'instrumentation ainsi que par l'utilisation de variables invariantes dans le temps, elle traite le biais de simultanéité des variables. Deuxièmement, avec l'estimateur système, elle corrige les biais inhérents à l'estimateur de différence (Asongu et Nwachukwu, 2016b). Troisièmement, étant donné que l'approche MMG est compatible avec une structure de données de panel, les régressions prennent en compte les variations entre pays. Quatrièmement, la variable d'émission de CO2 est persistante parce que ses coefficients de corrélation avec le décalage d'ordre 1 sont tous supérieurs ou proches au seuil de base de 0,8.

Les équations suivantes de niveau (1) et de première différence (2) résument la procédure d'estimation des MMG.

$$CO_{2i,t} = \delta_0 + \delta_1 CO_{2i,t-\tau} + \delta_2 Urb_{i,t} + \delta_3 Gouv_{i,t} + \delta_4 UrbGouv_{i,t} + \delta_h \sum_{h=1}^6 W_{h,i,t-\tau} + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$CO_{2i,t} - CO_{2i,t-\tau} = \delta_0 + \delta_1 (CO_{2i,t-\tau} - CO_{2i,t-2\tau}) + \delta_2 (Urb_{i,t} - Urb_{i,t-\tau}) + \delta_3 (Gouv_{i,t} - Gouv_{i,t-\tau}) +$$

$$\delta_4 (UrbGouv_{i,t} - UrbGouv_{i,t-\tau}) + \delta_h (\sum_{h=1}^6 W_{h,t-\tau} - W_{h,t-2\tau}) + (\gamma_t - \gamma_{t-\tau}) + (\varepsilon_{i,t} - \varepsilon_{i,t-2\tau}) \quad (2)$$

Où CO_{2it} est un indicateur des émissions du pays i à la période t , δ est une constante, Urb représente l'urbanisation, $Gouv$ est la gouvernance qui est représentée par les six dimensions de l'indicateur de Kaufman, $UrbGouv$ est l'interaction entre l'urbanisation et une variable gouvernance, W est le vecteur des variables de contrôle (PIB par habitant, le degré d'ouverture commerciale, le taux de croissance démographique et la valeur ajoutée du secteur des services), τ représente le coefficient d'autorégression, ξ_t est la constante spécifique au temps, η_i est l'effet spécifique au pays et ε_{it} le terme d'erreur.

Quelques spécifications pour un MMG acceptable méritent d'être discutées à ce stade du travail. Elles sont liées à : l'identification et aux restrictions d'exclusion. La littérature récente atteste que toutes les variables explicatives sont considérées comme endogènes tandis que seuls les indicateurs invariants dans le temps sont reconnus comme étant strictement exogènes. Cette stratégie d'identification a été récemment adoptée par Boateng et al. (2018). Cependant, il faut noter qu'il est peu probable que la variable invariante dans le temps reflète l'endogénéité après la première différence Roodman (2009b). En ce qui concerne les restrictions d'exclusion, les variables invariants dans le temps influencent les émissions de CO2 exclusivement par le biais des variables

endogènes. En outre, la validité statistique de la restriction d'exclusion suggérée est étudiée avec la différence dans le test de Hansen (DHT) pour l'exogénéité de l'instrument. Par conséquent, dans la section des résultats empiriques, l'hypothèse d'une restriction d'exclusion est confirmée si l'hypothèse nulle de la DHT liée aux variables instrumentales (IV) (année, eq(diff)) n'est pas rejetée. Cette méthode d'évaluation de la validité de la restriction d'exclusion n'est pas différente de la procédure IV standard selon laquelle le fait de ne pas rejeter l'hypothèse nulle du test de restrictions (OIR) de Sargan atteste que des variables strictement exogènes affectent les émissions de CO2 exclusivement par l'intermédiaire des mécanismes de variables endogènes (Beck et al. 2003 ; Asongu et Nwachukwu 2016d).

3. Résultats, discussions et analyses

Nous avons d'abord spécifié les corrélations entre les variables afin d'examiner le niveau de multicolinéarité des variables. Le tableau 5 en annexe fournit les résultats de la matrice de corrélation. La plupart des coefficients de corrélation sont inférieurs à 0,6 montrant que le modèle ne souffre pas de multicolinéarité. Le tableau 4 présente les résultats empiriques des émissions de CO2.

Pour examiner la validité du modèle MMG, trois critères d'information sont adoptés : le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond, le test de Hansen et le test de Sargan. Les résultats montrent que le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond de second ordre (AR [2]) est plus pertinent comme critère d'information que le test de premier ordre (AR [1]) et le test de Sargan n'est pas robuste mais n'est pas affaibli par les instruments. Pour le test de Hansen, il est robuste mais affaibli par la prolifération des instruments. Une manière de résoudre le problème est d'utiliser le test de Hansen pour éviter la prolifération des instruments en veillant à ce que le nombre d'instruments dans chaque spécification soit inférieur au nombre correspondant de sections transversales.

Les résultats présentés au tableau 4 montrent que la gouvernance a un impact négatif et significatif sur les émissions de CO2. En effet, à l'exception de la variable effectivité du gouvernement, toutes les autres dimensions ont un impact négatif et significatif. Ainsi, on peut affirmer que l'attitude du gouvernement à l'égard de la mise en œuvre et de la formulation de politiques et de règlements solides est efficace pour contrôler la dégradation de l'environnement. Les résultats de l'étude sont cohérents avec celui de Ozturk et Al-Mulali (2015). Le test de robustesse donne des résultats identiques (voir tableau 6 en annexe)

Tableau 4 : résultats empiriques

| Variable dépendante : émissions CO2 (tonne métrique) | | | | | | |
|------------------------------------------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
| CO2 | 0,802*** (0,000) | 0,759*** (0,00) | 0,794*** (0,000) | 0,792*** (0,000) | 0,808*** (0,000) | 0,782*** (0,000) |
| Urb | 0,0002*** (0,000) | 0,0001*** (0,001) | 0,0002*** (0,000) | 0,0002*** (0,001) | 0,00007 (0,464) | 0,0002*** (0,001) |
| CC | -0,030*** (0,0000) | | | | | |
| RL | | -0,087 (0,251) | | | | |
| RQ | | | -0,091* (0,076) | | | |

| | | | | | | |
|---------------------------------------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| GE | | | | -0,0650 (0,464) | | |
| PS | | | | | -0,0091 (0,490) | |
| VA | | | | | | -0,0552*** (0,010) |
| CC*Urb | -0,0002*** (0,003) | | | | | |
| RL*Urb | | -0,0002*** (0,005) | | | | |
| RQ*Urb | | | -0,0001* (0,099) | | | |
| GE*Urba | | | | 0,00001*** (0,000) | | |
| PS *Urb | | | | | 0,000007 (0,244) | |
| VA*Urb | | | | | | -0,0002* (0,010) |
| VAS | 0,0035* (0,067) | 0,002 (0,292) | -0,0182 (0,366) | 0,0036 (0,232) | 0,0030* (0,086) | 0,0026* (0,010) |
| Com | 0,002 (0,955) | -0,007 (0,750) | -0,024 (0,624) | -0,010 (0,710) | 0,0008 (0,970) | -0,014* (0,053) |
| GDPpc | 0,00005*** (0,006) | 0,00006*** (0,009) | 0,00006*** (0,006) | 0,00005* (0,010) | 0,00007* (0,010) | 0,00007* (0,010) |
| Popgr | -0,105*** (0,001) | -0,102*** (0,001) | -0,111*** (0,002) | -0,113*** (0,000) | -0,114*** (0,000) | -0,108*** (0,000) |
| Constante | 0,156* (0,066) | 0,241* (0,093) | 0,290*** (0,007) | 0,210* (0,010) | 0,166** (0,037) | 0,208* (0,084) |
| Effets nets | -0,029 | -0,086 | -0,090 | -0,064 | ND | -0,055 |
| AR (1) | 0,256 | 0,257 | 0,251 | 0,248 | 0,257 | 0,255 |
| AR (2) | 0,338 | 0,330 | 0,330 | 0,324 | 0,335 | 0,328 |
| Sargan OIR | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| Hansen OIR | 0,904 | 0,731 | 0,785 | 0,709 | 0,847 | 0,709 |
| DHT instruments instruments levels H | for (1) in | | | | | |
| excluding group | 0,5754 | 0,862 | 0,769 | 0,827 | 0,666 | 0,619 |
| Dif (null, H = exogenous (2) IV (years, eq(diff)) | | | | | | |
| H excluding group | 0,957 | 0,943 | 0,771 | 0,926 | 0,819 | 0,767 |
| Dif (null, H = exogenous) | 0,856 | 0,665 | 0,618 | 0,564 | 0,850 | 0,720 |

| | | | | | | |
|---------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Wald chie (2) | 2392,62 0,000 | 2354,52 (0,000) | 3408,31 (0,000) | 3272,94 (0,000) | 3272,94 (0,000) | 2743,85 (0,000) |
| Instruments | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 | 23 |
| Countries | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 |
| Observations | 587 | 587 | 587 | 587 | 587 | 587 |

Note : *, **, *** niveaux de signification respectivement de 10 %, 5 % et 1 %. (1) l'absence d'autocorrélation dans les tests AR (1) et AR (2) et (2) la validité des instruments dans les tests OIR Sargan et Hansen. Différence DHT dans le test de Hansen pour l'exogénéité des sous-ensembles d'instruments. Différence Dif. Test de restrictions de suridentification de l'OIR.

Source : calcul à partir des données de la Banque mondiale.

Afin de déterminer l'effet global de la complémentarité entre la gouvernance et l'urbanisation dans les émissions de CO₂, les effets nets sont calculés selon chaque déterminant de l'indicateur de bonne gouvernance. Le calcul de ces effets permet de mesurer le rôle que peuvent jouer simultanément la gouvernance et l'urbanisation dans la lutte contre la dégradation de l'environnement. Un signe négatif montre qu'une urbanisation accompagnée d'une bonne gouvernance favorise la protection de l'environnement. Par exemple, dans le modèle 1, l'impact net de l'interaction entre la gouvernance et l'urbanisation est -0.029 ([-0.0002* -0,591] -0.030). Ce signe négatif qui traduit une préservation de l'environnement montre une complémentarité entre l'urbanisation et la gouvernance dans la lutte contre la dégradation de l'environnement. Dans le calcul, la valeur moyenne de la gouvernance est de -0,591 (voir tableau 3 : résumé statistique), l'effet inconditionnel de la gouvernance -0.030 (coefficient estimé de la variable gouvernance), tandis que l'effet conditionnel de l'interaction entre la gouvernance et l'urbanisation est -0.0002 (coefficient d'interaction entre la variable gouvernance et urbanisation). Tous les effets conditionnels sont négatifs à l'exception de l'interaction entre les variables stabilité politique et l'efficacité du gouvernement. Pour les effets nets, ils sont également tous négatifs à l'exception du modèle 5 où il est impossible de calculer les effets nets car la variable non conditionnelle n'est pas significative.

Conclusion

Cette étude a examiné l'effet d'interaction entre la gouvernance et l'urbanisation sur les émissions de CO₂ dans 46 pays pour la période 2000-2014. L'urbanisation est mesurée par le rapport entre la population vivante en milieu urbain sur la population totale et la gouvernance est prise en compte par les six dimensions des indices de Kaufman. Les preuves empiriques sont basées sur la méthode des moments généralisés. Les résultats ont montré de manière générale, à condition que l'urbanisation s'accompagne d'une bonne gouvernance, la dégradation de l'environnement, comme les émissions de CO₂ par exemple s'atténue.

La principale implication pratique de cette étude est qu'une bonne gouvernance limite l'effet positif de l'urbanisation sur les émissions de CO₂. Lorsque les Etats africains s'attaqueront à la problématique de la gouvernance, les émissions de CO₂ seraient durablement réduites. En outre, ils peuvent contrôler le rythme de l'urbanisation afin de réduire le taux de croissance des émissions de CO₂. Outre le contrôle du rythme de l'urbanisation, le développement urbain à faible émission

de carbone peut aussi être encouragé. La forte croissance de la demande énergétique implique qu'il y ait plus de place pour les économies d'énergie par la mise en œuvre des politiques de conservation de l'énergie.

Afin d'améliorer les connaissances actuelles, les études à venir pourraient examiner si les résultats obtenus résistent à un examen empirique dans des cadres spécifiques à chaque pays. De telles extensions sont pertinentes pour des implications politiques plus ciblées.

Références

Abdala, M. A. (2008). Governance of competitive transmission investment in weak institutional systems. *Energy Economics*. 30, 1306–1320.

Abid, M. (2016). Impact of economic, financial, and institutional factors on CO₂ emissions: evidence from Sub-Saharan Africa economies. *Utilities Policy* 41, 85–94.

Agence Internationale de l'Énergie (AIE). (2010). World Energy Outlook 2010. AIE, Paris.

Akbostanci E, Turut-Asi S, Tunc GI. (2009). The relationship between income and environment in Turkey: is there an environmental Kuznets curve? *Energy Policy* 37(3):861–867.

Almeida, T.A.N., & García-Sánchez, I.M. (2017). Sociopolitical and economic elements to explain the environmental performance of countries. *Environmental Science and Pollution Research*. 24, 3006–3026.

Al-Mulali, U., Che, N.B.C.S., & Fereidouni, H.G. (2012). Exploring the bi-directional long run relationship between urbanization, energy consumption, and carbon dioxide emission. *Energy* 46, 156–167.

Al-Mulali, U., & Ozturk, I. (2015). The effect of energy consumption, urbanization, trade openness, industrial output, and the political stability on the environmental degradation in the MENA (Middle East and North African) region. *Energy*.

Ang, JB. (2007). CO₂ emissions, energy consumption, and output in France. *Energy Policy* 35(10):4772–4778.

Anyangwe, E. (2014). *Without energy could Africa's growth run out of steam?* The guardian,

Apergis, N., & Payne, JE. (2009). CO₂ emissions, energy usage, and output in Central America. *Energy Policy* 37(8):3282–3286.

Asongu, SA., & Nwachukwu, JC. (2016b). The Role of Lifelong Learning in Political Stability and Non-violence: Evidence from Africa, *Journal of Economic Studies* 43(1):141–16.

Asongu, SA., & Nwachukwu, JC. (2016c). The role of governance in mobile phones for inclusive human development in Sub-Saharan Africa. *Technovation* 55-56:1–13.

Asongu, SA., & Rangan, G. (2016). Trust and quality of growth. *Economics Bulletin* 36(3):1854–1867.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error components models. *Journal of Econometrics* 68(1):29–52.

Baltagi, B., & Li, D. (2002). Series estimation of partially linear panel data models with fixed effects. *Annals of Economics and Finance*, 3(1), 103–116.

Bekhet, H.A., & Othman, N.S. (2017). Impact of urbanization growth on Malaysia CO2 emissions: evidence from the dynamic relationship. *Journal of Cleaner Production* 154, 374-388.

Beck, T., Demirgüç-Kunt A., & Levine, R. (2003). Law and finance: why does legal origin matter? *Journal of Comparative Economics* 31(4) :653–675.

Bernauer, T., & Koubi, V. (2009). Effects of political institutions on air quality. *Ecological Economics*. 68, 1355–1365.

Bölük, G., & Mehmet, M., (2015). The renewable energy, growth and environmental Kuznets curve in Turkey: an ARDL approach. *Renewable Sustainable Energy Review* 52:587–595.

Boateng, A., Asongu, SA., Akamavi, R., & Tchamyu, VS. (2018). Information asymmetry and market power in the African banking industry. *Journal of Multinational Financial Management*.

Cao, Z., Wei, J., & Chen, H.B. (2016). CO2 emissions and urbanization correlation in China based on threshold analysis. *Ecological Indicators*. 61, 193–201.

Chen, J., Cheng, C., & Song, M. (2017). Decomposing inequality in energy related CO2 emissions by source and source increment: the roles of production and residential consumption. *Energy Policy* 107:698– 710.

Diao, XD., Zeng, SX., Tam, CM., & Tam, VWY., (2009). EKC analysis for studying economic growth and environmental quality: a case study in China. *Journal of Cleaner Production* 17(5) :541–548.

Dutt, K. (2009). Governance, institutions and the environment-income relationship: a cross-country study. *Environment Development and Sustainability* 11, 705–723.

Nations Unies (2017). *Drivers of Migration and Urbanization in Africa: Key Trends and Issues*.

Esso, L.J. (2010). Threshold cointegration and causality relationship between energy use and growth in seven African countries. *Energy Economics* 32(6) :1383–1391.

Fosu, A.K. (2015). Growth, inequality and poverty in Sub-Saharan Africa: recent progress in a global context. *Oxford Development Studies* 43(1) :44–59.

Galeotti, M., & Lanza, A. (1999). *Desperately seeking (environmental) Kuznets*. Mimeo, International Energy Agency, Paris.

Gouldson, A. P., & Murphy, J. (1997). Ecological modernization: Economic restructuring and the environment. *Political Quarterly*, 68(B), 74–86.

Harbaugh, W., Levinson, A., & Wilson, D. (2000). Re-examining the empirical basis for the environmental Kuznets curve, NBER Working Paper, Cambridge, MA.

- Heil, M.T., & Selden, T.M. (2001). Carbon Emissions and economic development: future trajectories based on historical experience. *Environment and Development Economics* 6 (1), 63/68.
- Hosseini, H.M., & Kaneko, S. (2013). Can environmental quality spread through institutions? *Energy Policy* 56, 312–321.
- Halkos, G.E., & Tzeremes NG. (2013). National culture and eco-efficiency: an application of conditional partial nonparametric frontiers. *Environmental Economic and Policy Studies*; 15:423-41.
- Halkos, G.E., Sundström, Aksel, & Tzeremes, N.G. (2015). Regional environmental performance and governance quality: a nonparametric analysis. *Environmental Economic and Policy Studies*. 17, 621-644.
- He, J., & Richard, P. (2010). Environmental Kuznets curve for CO₂ in Canada. *Ecological Economics* 69(5) :1083-1093.
- He, Z., Xu, S., Shen, W., Long, R., & Chen, H. (2017). Impact of urbanization on energy related CO₂ emission at different development levels: regional difference in China based on panel estimation. *Journal of Cleaner Production*, 140, 1719-1730.
- Heil, M.T., & Selden, T.M. (2001). Carbon Emissions and economic development: future trajectories based on historical experience. *Environment and Development Economics* 6 (1), 63/6.
- Holtz-Eakin, D., & Selden, T.M. (1995). Stoking the fires? CO₂ emissions and economic growth. *Journal of Public Economics* 57, 85/101.
- Hosseini, H.M., & Kaneko, S. (2013). Can environmental quality spread through institutions? *Energy Policy* 56, 312-321.
- Hossain, M.S. (2011). Panel estimation for CO₂ emissions, energy consumption, economic growth, trade openness and urbanization of newly industrialized countries. *Energy Policy* 39, 6991-6999.
- Jumbe, C.B. (2004). Cointegration and causality between electricity consumption and GDP: empirical evidence from Malawi. *Energy Economics* 26(1):61-68.
- Kasman, A., & Duman, Y.S. (2015). CO₂ emissions, economic growth, energy consumption, trade and urbanization in new EU member and candidate countries: a panel data analysis. *Economic Modelling* 44, 97-103.
- Lameira, V., de, J., Walter, L.N.J., Jean, E.H., & Roberto, G.P. (2016). CO₂ Emissions, *Energy Use and Country Governance*.
- Liu, X., Zhang, S., & Bae, J. (2017b). The impact of renewable energy and agriculture on carbon dioxide emissions: investigating the environmental Kuznets curve in four selected ASEAN countries. *Journal of Cleaner Production* 164, 1239-1247.
- Lin, S., Zhao, D., & Marinova, D. (2009). Analysis of the environmental impact of China based on STIRPAT model. *Environmental Impact Assessment Review* 29.
- Marcantonini, C., & Valero, V. (2017). Renewable energy and CO₂ abatement in Italy. *Energy Policy* 106:600-613.
- Martinez, J., Marti-Herrero, J., Villacis, S., Riofrio, A.J., & Vaca, D. (2017). Analysis of energy, CO₂ emissions and economy of the technological migration for clean cooking in Ecuador. *Energy Policy* 107: 182-187.

- Martínez-Zarzoso, I., & Maruotti, A. (2011). The impact of urbanization on CO₂ emissions: evidence from developing countries. *Ecological Economics* 70, 1344-1353.
- Mehrara, M. (2007). Energy consumption and economic growth: the case of oil exporting countries. *Energy Policy* 35(5):2939–2945.
- Menyah, K., & Wolde-Rufael, Y. (2010). Energy consumption, pollutant emissions and economic growth in South Africa. *Energy Econ* 32(6): 1374-1382.
- Moomaw, W.R., & Unruh, G.C. (1997). Are Environmental Kuznets Curves misleading us? The case of CO₂ emissions. *Environment and Development Economics* 2 (4), 451/463.
- Mol, A. P. J., & Spaargaren, G. (2000). Ecological modernization theory in debate: *A Review*. *Environmental Politics*, 9(1), 17-49.
- Ndour, C., T., & Faye, A. (2021). Commerce international, croissance économique et environnement au Sénégal. *Revue internationale des économistes de langue française*, vol. 6, n° 1.
- Odhiambo, N.M. (2009a). Electricity consumption and economic growth in South Africa: a trivariate causality test. *Energy Economics* 31(5) :635-640.
- Odhiambo, N.M. (2009b). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: an ARDL bounds testing approach. *Energy Policy* 37(2):617-622.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2010). CO₂ emissions, energy consumption and economic growth in Turkey. *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 14(9) :3220-3225.
- Ozturk, I., & Al-Mulali, U. (2015). Investigating the validity of the environmental Kuznets curve hypothesis in Cambodia. *Ecological Indicators* 57, 324-330.
- Panayotou, T., Peterson, A., & Sachs, J. (2000). Is the Environmental Kuznets Curve driven by structural change? What extended time series may imply for developing countries? CAER II Discussion Paper 80.
- Rafiq, S., Salim, R., & Nielsen, I. (2016). Urbanization, openness, emissions, and energy intensity: a study of increasingly urbanized emerging economies. *Energy Economics*. 56, 20-28.
- Roodman, D. (2009b). How to do xtabond2: an introduction to difference and system GMM in Stata. *Stata J* 9(1):86-136
- Sadorsky, P. (2014). The effect of urbanization on CO₂ emissions in emerging economies. *Energy Economics* 41, 147-153.
- Samimi, A.J., Ahmadpour, M., & Ghaderi, S. (2012). Governance and environmental degradation in MENA region. *Procedia-Social and Behavioral Sciences* 62, 503-507.
- Shahbaz, M., Loganathan, N., Muzaffar, A.T., Ahmed, K., & Ali Jabran, M. (2016). How urbanization affects CO₂ emissions in Malaysia? the application of STIRPAT model. *Renew. Sustainable Energy Review* 57, 83-93.
- Tamazian, A., & Bhaskara Rao, B. (2010). Do economic, financial and institutional developments matter for environmental degradation? Evidence from transitional economies. *Energy Economics* 32, 137-145.

Wang, Z., Zhang, B., & Wang, B. (2018b). The moderating role of corruption between economic growth and CO₂ emissions: evidence from BRICS economies. *Energy* 148, 506-513.

Wang, Y., Zhang, X., Kubota, J., Zhu, X., & Lu, G. (2015a). A semi-parametric panel data analysis on the urbanization-carbon emissions nexus for OECD countries. *Renewable Sustainable Energy Review* 48, 704-709.

Xu, X., Mu, M., & Wang, Q. (2017). Recalculating CO₂ emissions from the perspective of value-added trade: an input-output analysis of China's trade data. *Energy Policy* 107:158-166.

Zhang, Y.J., Jin, Y.L., Chevallier, J., & Shen, B. (2016). The effect of corruption on carbon dioxide emissions in APEC countries: a panel quantile regression analysis. *Technological Forecasting and Social Change* 112, 220-227.

Zhou, X., Zhang, J., & Li, J. (2013). Industrial structural transformation and carbon dioxide emissions in China. *Energy Policy* 57, 43-51.

Annexe**Tableau 5 : Tableau de corrélation**

| | CO2 | GDPp | Urb | Com | VSA | Popg | CC | GE | PS | RQ | RL | VA |
|-------|------|--------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|------|
| | c | c | | | | r | | | | | | |
| CO2 | 1.00 | | | | | | | | | | | |
| | 0 | | | | | | | | | | | |
| GDPp | 0.83 | 1.000 | | | | | | | | | | |
| c | 7 | | | | | | | | | | | |
| Urb | 0.02 | 0.034 | 1.00 | | | | | | | | | |
| | 4 | | 0 | | | | | | | | | |
| Com | 0.37 | 0.482 | 0.02 | 1.00 | | | | | | | | |
| | 1 | | 6 | 0 | | | | | | | | |
| VAS | 0.34 | 0.313 | - | 0.10 | 1.00 | | | | | | | |
| | 9 | | 0.00 | 5 | 0 | | | | | | | |
| | | | 7 | | | | | | | | | |
| Popgr | - | -0.465 | - | - | - | 1.00 | | | | | | |
| | 0.50 | | 0.00 | 0.31 | 0.52 | 0 | | | | | | |
| | 1 | | 2 | 0 | 6 | | | | | | | |
| CC | 0.44 | 0.499 | - | 0.28 | 0.52 | - | 1.00 | | | | | |
| | 7 | | 0.01 | 5 | 3 | 0.48 | 0 | | | | | |
| | | | 8 | | | 8 | | | | | | |
| GE | 0.54 | 0.572 | - | 0.21 | 0.51 | - | 0.85 | 1.00 | | | | |
| | 6 | | 0.01 | 1 | 0 | 0.50 | 8 | 0 | | | | |
| | | | 5 | | | 0 | | | | | | |
| PS | 0.33 | 0.464 | - | 0.30 | 0.41 | - | 0.72 | 0.67 | 1.00 | | | |
| | 2 | | 0.01 | 4 | 7 | 0.26 | 5 | 7 | 0 | | | |
| | | | 9 | | | 4 | | | | | | |
| RQ | 0.37 | 0.429 | - | 0.06 | 0.40 | - | 0.78 | 0.87 | 0.65 | 1.00 | | |
| | 7 | | 0.01 | 7 | 9 | 0.28 | 2 | 2 | 4 | 0 | | |
| | | | 4 | | | 6 | | | | | | |
| RL | 0.44 | 0.519 | - | 0.21 | 0.48 | - | 0.89 | 0.90 | 0.77 | 0.87 | 1.00 | |
| | 1 | | 0.00 | 8 | 5 | 0.41 | 4 | 1 | 8 | 9 | 0 | |
| | | | 1 | | | 8 | | | | | | |
| VA | 0.33 | 0.368 | - | 0.23 | 0.38 | - | 0.74 | 0.68 | 0.70 | 0.71 | 0.79 | 1.00 |
| | 2 | | 0.01 | 7 | 7 | 0.26 | 6 | 1 | 7 | 1 | 3 | 0 |
| | | | 7 | | | 5 | | | | | | |

Source : calcul à partir des données de la Banque mondiale.

Tableau 6 : Résultats test de stabilité

| Variable dépendante : émissions CO2 (kt) | | | | | | |
|------------------------------------------|----------------------------|----------------------|-----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
| | Modèle 1 | Modèle 2 | Modèle 3 | Modèle 4 | Modèle 5 | Modèle 6 |
| CO2 | 0,990*** (0,000) | 0,759*** (0,00) | 0,984*** (0,000) | 0,981*** (0,000) | 0,992*** (0,000) | 0,977*** (0,000) |
| Urb | -0,0007*** (0,007) | 0,0001*** (0,001) | -0,0015*** (0,005) | 0,0762 (0,768) | -0,120 (0,526) | 0,0002*** (0,001) |
| CC | - 0,00003*** (0,009) | | | | | |
| RL | | -0,087 (0,251) | | | | |
| RQ | | | -0,003* (0,0590) | | | |
| GE | | | | 0,033* (0,071) | | |
| PS | | | | | 0,093**** (0,000) | |
| VAS | | | | | | -0,007*** (0,001) |
| CC*Urb | -0,0890*** (0,006) | | | | | |
| RL*Urb | | -0,307*** (0,000) | | | | |
| RQ*Urb | | | -0,0001* (0,099) | | | |
| GE*Urba | | | | -0,130* (0,055) | | |
| PS *Urb | | | | | -0,157** (0,033) | |
| VA*Urb | | | | | | -0,0552* (0,087) |
| VAS | 0,004* (0,076) | 0,003 (0,388) | -0,0182 (0,366) | 0,005*** (0,018) | 0,004* (0,095) | 0,005** (0,032) |

| | | | | | | |
|---------------------------------------------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------------|----------------------|
| Com | 0,037 (0,224) | 0,0146 (0,788) | -0,024 (0,624) | 0,020 (0,450) | 0,0047 (0,914) | 0,032 (0,209) |
| GDPpc | -0,00002** (0,027) | 0,00006 (0,426) | 0,00006*** (0,006) | -0,00002** (0,058) | - 0,00001** (0,010) | -0,00001* (0,117) |
| Popgr | -0,003 (0,707) | -0,008 (0,571) | -0,111*** (0,002) | -0,005 (0,446) | -0,007** (0,034) | -0,0061 (0,563) |
| Constante | -0,315 (0,118) | -0,1207 (0,602) | 0,290*** (0,007) | -0,238 (0,169) | -0,251 (0,179) | -0,188 (0,367) |
| Effets nets | -0,029 | -0,086 | -0,090 | -0,064 | ND | -0,055 |
| AR (1) | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 | 0,000 |
| AR (2) | 0,393 | 0,587 | 0,330 | 0,415 | 0,393 | 0,380 |
| Sargan OIR | 0,000 | 0,540 | 0,000 | 0,617 | 0,642 | 0,020 |
| Hansen OIR | 0,904 | 0,163 | 0,785 | 0,525 | 0,536 | 0,472 |
| DHT instruments instruments levels H | for (1) in | | | | | |
| excluding group | 0,783 | 0,333 | 0,769 | 0,770 | 0,625 | 0,806 |
| Dif (null, H = exogenous (2) IV (years, eq(diff)) | | | | | | |
| H excluding group | 0,313 | 0,276 | 0,771 | 0,926 | 0,976 | 0,577 |
| Dif (null, H = exogenous) | 0,361 | 0,333 | 0,618 | 0,503 | 0,598 | 0,764 |
| Wald chie (2) | 628812,31 0;000 | 1,45e+06 (0,000) | 3408,31 (0,000) | 964869,99 (0,000) | 3272,94 (0,000) | 793414,63 (0,000) |
| Instruments | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 | 24 |
| Countries | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 | 44 |
| Observations | 573 | 573 | 587 | 573 | 573 | 573 |

Note : *, **, *** niveaux de signification respectivement de 10 %, 5 % et 1 %. (1) l'absence d'autocorrélation dans les tests AR (1) et AR (2) et (2) la validité des instruments dans les tests OIR Sargan et Hansen. Différence DHT dans le test de Hansen pour l'exogénéité des sous-ensembles d'instruments. Différence Dif. Test de restrictions de suridentification de l'OIR.

Source : calcul à partir des données de la Banque mondiale.