

Les effets de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique dans la CEDEAO

Mouhamadou Lamine DIAL*

Résumé - Cet article a pour objectif d'évaluer les effets de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique dans la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), et en son sein dans les pays de l'UEMOA et hors-UEMOA. L'intensité énergétique est définie comme le rapport de la consommation d'énergie au produit intérieur brut. Les estimations économétriques à l'aide du modèle ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) avec l'estimateur PMG (Pooled Mean Group) montrent sur la période 1990-2019 que l'urbanisation et l'industrialisation augmentent chacune l'intensité énergétique à long terme alors que leur effet combiné tend à la réduire à partir d'un certain seuil. Ces résultats s'expliquent particulièrement par la présence de pays producteurs de pétrole dans la zone hors-UEMOA.

Classification JEL

O13, O14, O18, O55, Q43

Mots-clés

Intensité énergétique
Urbanisation
Industrialisation
CEDEAO
Modèle ARDL
Modèle PMG

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG), Université Cheikh Anta Diop (UCAD), Dakar, Sénégal ; mouhamadou.dial@ucad.edu.sn

INTRODUCTION

Dans un contexte de changement climatique avec ses conséquences sur l'environnement, la réduction relative de la consommation d'énergie apparaît comme un moyen d'en atténuer l'impact. Sur ce plan, l'intensité énergétique est une mesure de l'efficacité énergétique d'une économie. Elle est le rapport de la consommation d'énergie (CE) sur le produit intérieur brut (PIB), exprimé en tonnes équivalent pétrole (tep). L'intensité énergétique est influencée par plusieurs facteurs parmi lesquels l'urbanisation et l'industrialisation. L'urbanisation et l'industrialisation peuvent agir de deux manières sur l'intensité énergétique. La construction et l'utilisation d'infrastructures, de bâtiments et de moyens de transport associées au développement des activités augmentent la consommation d'énergie (Madlener et al., 2011 ; Poumanyong et al., 2012 ; Sadorsky, 2013 ; Morcillo-Bellido et al., 2018). Mais les économies d'échelle pour l'approvisionnement énergétique et l'utilisation concentrée de la consommation d'énergie causées par l'agglomération et l'urbanisation peuvent réduire relativement la consommation d'énergie (Jun et al., 2009 ; Sadorsky, 2014 ; Bortolamedi, 2015 ; Zhou et Wang, 2015 ; Protic et al., 2019).

La relation entre l'urbanisation et l'énergie a été étudiée par plusieurs auteurs (Jones, 1989, 1991 ; York, 2007 ; Poumanyong et Kaneko, 2010...) mais la plupart de ces recherches portent sur l'utilisation de l'énergie plutôt que sur l'intensité énergétique. Jones (1991) semble être le premier à étudier spécifiquement la relation entre l'intensité énergétique, l'urbanisation et l'industrialisation pour les économies en développement. Mais dans l'ensemble, on connaît mal les effets de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique dans les pays africains et surtout pour les pays membres de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). D'autant qu'il faut noter que les pays de la CEDEAO connaissent une croissance urbaine rapide. En 2015 quelque 165 millions d'habitants, soit 47 % de la population régionale, vivaient dans l'une des 2 286 agglomérations urbaines de la région, contre seulement 9 % en 1950. Dans cette zone, la majorité des habitants des pays côtiers sont déjà urbains et le Nigéria reste le pays le plus peuplé d'Afrique avec le taux d'urbanisation le plus élevé (53%) derrière la Gambie (56%) (OCDE, 2020).

Au regard des enjeux d'urbanisation et d'industrialisation que traverse la CEDEAO, il apparaît donc pertinent d'identifier leurs effets sur l'intensité énergétique. L'architecture de cet article repose sur trois sections. La première section passe en revue la littérature sur les variables explicatives de l'intensité énergétique. La deuxième section présente les faits stylisés. La troisième section décrit l'approche économétrique adoptée et la technique d'estimation et la quatrième section présente les résultats de la recherche.

1. INTENSITÉ ÉNERGÉTIQUE, URBANISATION ET INDUSTRIALISATION DANS LA LITTÉRATURE ÉCONOMIQUE

Les analyses empiriques ne sont pas parvenues à un consensus sur l'influence de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'efficacité énergétique. Jones (1991) a mis en évidence une corrélation positive entre l'urbanisation et l'intensité énergétique. Les élasticités d'urbanisation et d'industrialisation de l'intensité énergétique sont respectivement de 0,35 et 1,35. Sadorsky (2013, 2014) montre dans 76 pays en développement qu'à long terme une augmentation du revenu de 1 % réduit l'intensité énergétique de -0,45 % à -0,35 %. Les élasticités entre intensité énergétique et industrialisation à long terme sont comprises entre 0,07 et 0,12. L'impact de l'urbanisation sur l'intensité énergétique reste mitigé. Dans les spécifications où le coefficient d'urbanisation estimé est statistiquement significatif, il est légèrement supé-

rieur à l'unité. Adom (2015a, 2015b) a trouvé une corrélation positive entre l'intensité énergétique, le revenu par habitant et le poids de l'industrie. Selon lui, l'augmentation des importations et la réduction de la part de l'industrie dans l'économie contribuent à réduire l'intensité énergétique en Afrique du Sud. Zhou et al. (2015) montrent, à partir d'un modèle de données de panel dynamique, que le niveau d'urbanisation a une influence différente selon les régions en Chine. Dans la zone orientale, l'amélioration du niveau d'urbanisation peut réduire efficacement l'intensité énergétique, mais en ce qui concerne la zone centrale et occidentale, augmenter le niveau de l'urbanisation entrave la réduction de l'intensité énergétique ; un plus haut niveau d'industrialisation provoque une augmentation de l'intensité énergétique. Yan (2015) a révélé que l'urbanisation, l'industrie et les exportations participent à l'augmentation de l'intensité énergétique. Ding (2015) fait apparaître que l'intensité énergétique augmente avec l'industrialisation, mais la relation n'est pas linéaire.

Yang et al. (2016) ont montré que la population totale est le principal facteur explicatif de l'intensité énergétique dans les provinces chinoises, suivi du PIB, de la part de l'industrie dans le PIB, de la consommation et des prix de l'énergie. En estimant un modèle de régression quantile de panel, Guang et al. (2019) ont mis en évidence sur les régions chinoises les effets positifs de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique. Bilgili et al. (2017) ont souligné que l'impact de l'urbanisation et du PIB par habitant sur l'intensité énergétique est différent selon les 10 pays asiatiques de leur échantillon. Ainsi, ils relèvent une amélioration de l'efficacité énergétique avec l'urbanisation en Chine. Ma (2015) montre que les effets nets de l'urbanisation sur l'intensité énergétique globale et l'intensité électrique sont statistiquement positifs en Chine, avec des élasticités à long terme de 0,14 à 0,37 et 0,23 à 0,29 respectivement, mais l'urbanisation n'a aucun effet sur l'intensité du charbon. Lv et al. (2018) utilisent des données de panel provinciales en Chine et concluent que l'urbanisation tend à augmenter l'intensité énergétique.

Zhongfei et al. (2020), en utilisant un modèle de panel à seuil, montrent en considérant des pays développés et en développement que l'augmentation de l'urbanisation conduit à une intensité énergétique plus élevée. Cependant, cet effet positif peut être affaibli lorsque la qualité institutionnelle dépasse une valeur seuil. L'effet médiateur positif de la qualité institutionnelle représente environ 31,4 % de l'effet total. En outre, l'effet de seuil institutionnel varie selon le revenu et les types d'énergie des pays, et il permet moins de consommation d'énergie dans les groupes OCDE et non-OCDE.

En Arabie saoudite, Belloumi et Alshehry (2016) ont constaté que l'industrialisation, l'urbanisation et la part des services dans le PIB ont un impact positif sur l'intensité énergétique sur la période 1971-2012. Solomon et al. (2016), en utilisant des données de panel de 1980 à 2015 couvrant 36 pays d'Afrique subsaharienne (ASS), montre qu'à long terme, l'urbanisation et l'industrialisation tendent à augmenter l'intensité énergétique. Leur étude confirme l'existence d'une relation en U inversé entre la croissance économique et l'intensité énergétique en ASS. Ils observent aussi que la zone SADC (Communauté de Développement de l'Afrique Australe) en particulier présente une intensité énergétique croissante par rapport à la sous-région de la CEDEAO.

Elliott et al. (2014) montrent que, contrairement aux études précédentes, l'urbanisation semble avoir peu ou pas d'impact à court ou à long terme sur l'intensité énergétique en Chine ; ils constatent que l'urbanisation semble avoir un impact négatif sur l'intensité énergétique dans l'Est plus développé mais un effet parfois positif pour les régions de l'Ouest et du Centre. Sheng et al. (2017) constatent que l'urbanisation diminue l'efficacité énergétique sur des données de 78 pays, dont la Chine. Ils suggèrent également que plus le PIB par habitant d'un pays est élevé, plus

la relation négative est forte. Farajzadeh et al. (2018) révèlent le rôle important de l'urbanisation sur la réduction de l'intensité énergétique.

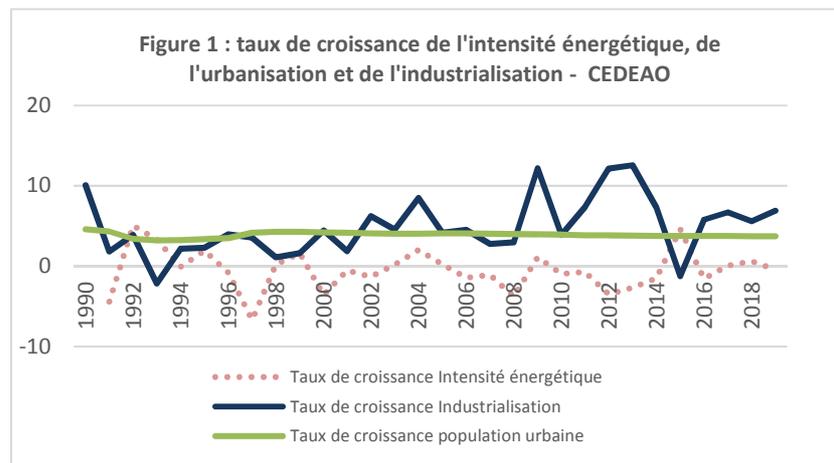
Syed et al. (2020) en utilisant la causalité de cointégration de Johnson et le modèle VECM montrent que l'urbanisation est associée positivement à l'intensité énergétique au Pakistan. Chali et al. (2020) en utilisant l'approche ARDL et le modèle VECM montrent qu'il y a une relation entre l'urbanisation et l'intensité énergétique à long terme et une forte causalité bidirectionnelle en Afrique du Sud.

Sauf application d'équipements et de techniques nouvelles (Sadorsky, 2013), les activités industrielles utilisent habituellement plus d'énergie que les autres secteurs. Samouilidis et Mitropoulos (1984) ont trouvé des élasticités à long terme de l'industrialisation de l'intensité énergétique comprises entre 0,90 et 1,96 tandis que les élasticités à court terme allaient de 0,17 à 0,46 en Grèce. De même, Poumanyong et Kaneko (2010) utilisant des techniques de données de panel sur 99 pays couvrant la période 1975-2005, ont constaté que l'impact de la part de l'activité industrielle dans l'économie sur la consommation d'énergie est positif, mais statistiquement significatif uniquement pour les groupes de pays à revenu moyen. Andersson et Karpestam (2013) ont trouvé une relation non significative entre la part plus élevée des industries productrices de biens et l'intensité énergétique. Cependant, dans une étude menée dans l'UE, Petrovic et al. (2018) trouvent plutôt une influence positive de la valeur ajoutée industrielle et un effet négatif du PIB réel par habitant sur l'intensité énergétique.

Il existe donc de grandes différences dans les conclusions qu'offre la littérature sur les influences de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique, y compris dans les pays en développement. Les relations entre l'urbanisation et l'industrialisation et l'efficacité énergétique méritent d'être explorées plus avant dans les pays de la CEDEAO où il manque d'études spécifiques sur ce sujet.

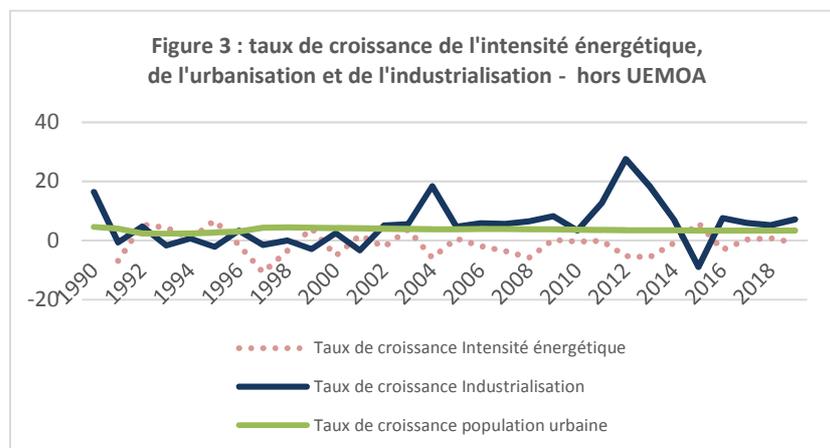
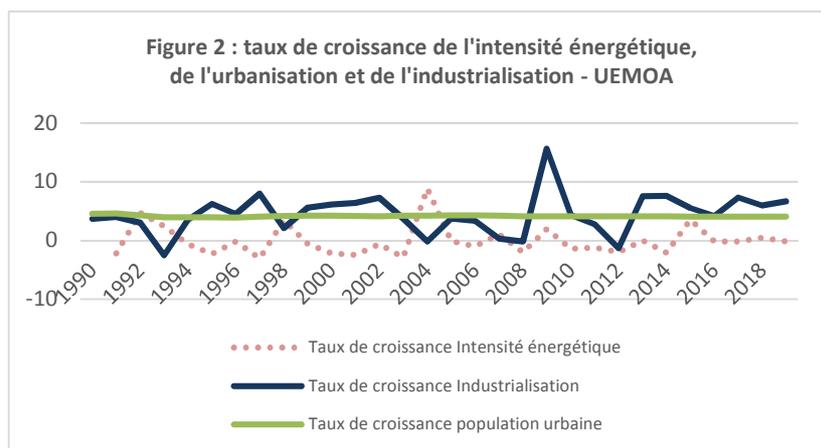
2. FAITS STYLISÉS

La figure 1 montre que de manière générale dans la CEDEAO, si l'urbanisation (population urbaine/population) et l'industrialisation (valeur ajoutée industrielle en % du PIB) augmentent, l'intensité énergétique tend plutôt à baisser entre 1990 et 2019.



Source : Calcul de l'auteur.

Les figures 2 et 3 décrivent les évolutions de l'intensité énergétique, de l'urbanisation et de l'industrialisation dans les pays de l'UEMOA¹ et dans les autres pays de la CEDEAO². Il apparaît que l'intensité énergétique connaît une tendance relative à la baisse pour les pays hors UEMOA (elle est passée de 11,04 à 8,31 entre 1990 et 2019), un peu moins dans les pays de l'UEMOA.



Source : Calcul de l'auteur.

Le taux d'urbanisation a augmenté dans la CEDEAO, passant de 32% en 1990 à 45% en 2019. L'urbanisation est plus forte dans la zone hors UEMOA que dans la zone UEMOA : le taux d'urbanisation passe de 36% en 1990 à 52% en 2019 dans les pays hors UEMOA, contre 28% en 1990 à 40% en 2019 pour les pays de l'UEMOA. La Gambie a le taux d'urbanisation le plus élevé (51%) suivi du Ghana (46%) et du Nigéria (40%), tous dans la zone hors UEMOA. Le Niger dans la zone UEMOA a le taux d'urbanisation le plus faible (16% en moyenne).

¹ Pays de l'UEMOA : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal et Togo.

² Pays hors UEMOA : Cap-Vert, Ghana, Gambie, Guinée, Libéria, Nigéria, Sierra-Leone.

Le taux d'industrialisation a légèrement augmenté dans la CEDEAO en passant de 19% en 1990 à 21% en 2019. Durant cette période, il est relativement stable dans l'UEMOA (de 20% en 1990, il se situe à 20,4% en 2019). Dans la zone hors UEMOA, l'industrialisation progresse de 18% en 1990 à 21% en 2019 avec une évolution assez heurtée. L'augmentation de niveau d'industrialisation dans la CEDEAO semble être expliquée par celle des pays hors UEMOA. En moyenne, le Ghana et le Nigéria ont les taux d'industrialisation les plus élevés, 24% et 28% respectivement. Le Libéria a le taux le plus faible (8% en moyenne).

3. MÉTHODOLOGIE

Cette section vise à présenter le modèle économétrique, à fournir les sources de données utilisées et enfin à présenter la technique d'estimation.

3.1. Spécification du modèle économétrique

En s'inspirant de Jones (1991), nous retenons à la base une relation entre les logarithmes de l'intensité énergétique, de l'urbanisation et de l'industrialisation :

$$\ln IE_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln URB_{it} + \alpha_{2i} \ln IND_{it} + \alpha_{3i} \ln POP_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où IE est le niveau d'intensité énergétique mesuré par le rapport entre l'offre d'énergie primaire et le PIB (mesuré en parité de pouvoir d'achat de 2011). IND est la valeur ajoutée du secteur industriel en % du PIB. URB est le taux d'urbanisation mesuré par la part de la population vivant dans les zones urbaines. POP est mesurée par la population totale. L'indice i ($i = 1 \dots N$) désigne les pays et l'indice t ($t = 1 \dots T$) désigne la période. η_t désigne les effets spécifiques temporels, v_i désigne les effets spécifiques au pays et ε_{it} représente le terme d'erreur aléatoire. Les variables sont utilisées sous forme logarithmique, exprimant ainsi les caractéristiques dynamiques de la relation et autorisant des comparaisons, où les coefficients estimés peuvent être interprétés comme des élasticités.

A cette équation, nous ajoutons une variable interactive permettant de prendre en compte l'effet croisé entre l'urbanisation et l'industrialisation. Ce qui donne la spécification suivante :

$$\ln IE_{it} = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} \ln URB_{it} + \alpha_{2i} \ln IND_{it} + \alpha_{3i} \ln URB_{it} * \ln IND_{it} + \alpha_{4i} \ln POP_{it} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où $\ln URB_{it} * \ln IND_{it}$ est la variable d'interaction qui permet d'estimer l'effet combiné de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique.

On distingue les modèles à coefficients de pente homogènes ($\alpha_{1i} = \alpha_1$; $\alpha_{2i} = \alpha_2$; $\alpha_{3i} = \alpha_3$; $\alpha_{4i} = \alpha_4$) et les modèles à coefficients de pente hétérogènes (α_{1i} ; α_{2i} ; α_{3i} ; α_{4i}). Si l'hypothèse de coefficients de pente homogènes est envisagée, le modèle peut être estimé à l'aide de techniques de régression de panel standard telles que les OLS regroupés (POLS) et divers effets fixes (FE) ou les spécifications GMM. Les modèles avec des coefficients de pente hétérogènes peuvent être estimés à l'aide d'estimateurs de groupe moyen (MG) (Pesaran et Smith, 1995 ; Pesaran, 1997) ou de variantes d'estimateurs de groupe moyen. L'estimation de modèles de panel avec des coefficients de pente hétérogènes est de plus en plus utilisée (Coakley et al., 2006 ; Eberhardt et Teal, 2011).

La relation entre les différentes variables du modèle peut finalement être spécifiée sous la forme d'un modèle de données de panel dynamique :

$$\ln IE_{it} = \beta_i \ln IE_{it-1} + \alpha_{1i} \ln URB_{it} + \alpha_{2i} \ln URB_{it-1} + \alpha_{3i} \ln IND_{it} + \alpha_{4i} \ln IND_{it-1} + \alpha_{5i} \ln URB_{it} * \ln IND_{it} + \alpha_{6i} \ln URB_{it-1} * \ln IND_{it-1} + \alpha_{7i} \ln POP_{it} + \alpha_{8i} \ln POP_{it-1} + \eta_t + v_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

L'équation (3) se présente comme un modèle autorégressif à retards échelonnés ou distribués (ARDL) d'ordre un pour chaque variable. Ce modèle est une version dynamique du modèle statique proposé à l'origine par Jones (1991).

3.2. Sources et description des données

Les données utilisées pour les 15 pays de la CEDEAO de 1990 à 2019 proviennent des World Development Indicators (WDI, 2021) de la Banque mondiale. Les données en panel permettent d'éviter le problème d'hétérogénéité non observable et présentent l'avantage de pouvoir contrôler les effets fixes spécifiques aux pays.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

		lnIE	lnURB	lnIND	lnPOP	lnURB* lnIND	Obs.
UEMOA	Moyenne	2.023	3.461	2.906	15.950	10.223	240
	Ecart-type	0.445	0.370	0.228	0.814	1.304	
	Minimum	0.647	2.625	2.224	13.790	7.7358	
	Maximum	2.848	3.936	3.345	17.062	12.886	
Hors UEMOA	Moyenne	2.087	3.771	2.954	15.623	10.913	210
	Ecart-type	0.705	0.217	0.556	1.737	1.971	
	Minimum	0.982	3.333	1.176	12.730	4.479	
	Maximum	4.060	4.192	3.658	19.118	14.165	
CEDEAO	Moyenne	2.053	3.606	2.932	15.798	10.545	450
	Ecart-type	0.581	0.345	0.415	1.335	1.683	
	Minimum	0.647	2.625	1.176	12.730	4.479	
	Maximum	4.060	4.192	3.658	19.118	14.165	

Source : Calcul de l'auteur.

Le résumé des statistiques descriptives des variables est consigné dans le tableau 1. Le tableau montre en particulier que la valeur de l'intensité énergétique est plus dispersée dans la zone hors UEMOA que dans l'UEMOA, de même que l'industrialisation.

L'examen des coefficients de corrélation (tableau 2) montre qu'ils sont en général faibles. La seule présomption de multicollinéarité s'observe entre l'industrialisation et la variable d'interaction où le coefficient de corrélation est de 0,79, ce qui est évident compte tenu de la définition de la variable. Allison (2002) montre qu'en cas de multicollinéarité entre une variable d'interaction et ses composantes, il est tout à fait possible et non risqué d'ignorer la multicollinéarité car la p-value de cette variable d'interaction n'est pas affectée par ce phénomène, et ce même si on tente de réduire les corrélations en centrant les variables.

Tableau 2 : Coefficients de corrélation

	lnIE	lnURB	lnIND	lnPOP	lnURB*lnIND
lnIE	1				
lnURB	-0.1306	1			
lnIND	-0.3676	-0.1970	1		
lnPOP	0.0097	-0.2733	0.4136	1	
lnURB*lnIND	-0.4287	0.4352	0.7957	0.2121	1

Nombre d'observations : 450.

Sources : Calcul de l'auteur.

3.3. Techniques d'estimation

3.3.1. Tests de dépendance transversale et d'homogénéité des coefficients de pente

Quand on examine les relations dans un modèle de données de panel, deux problèmes possibles doivent être considérés. Le premier problème est la dépendance transversale, ce qui signifie qu'un choc affectant un pays peut également affecter

d'autres pays du modèle en raison des relations économiques directes et indirectes entre les pays. Les expériences de Monte-Carlo réalisées par Pesaran (2006) présentent le biais substantiel et les distorsions de taille si la dépendance transversale est ignorée. Le deuxième aspect à considérer est l'hétérogénéité des pentes. Les coefficients de pente peuvent ne pas être homogènes étant donné que les pays diffèrent par leurs stades de développement et leurs niveaux de technologie (Luintel et al., 2009). De manière générale, l'hypothèse d'homogénéité peut masquer des caractéristiques propres au pays (Menyah et al., 2014). Tester la dépendance transversale et l'homogénéité des pentes nous paraît donc une étape importante dans un modèle de données de panel.

Pour ce qui est du premier problème, le test LM (c'est-à-dire le multiplicateur de dépendance transversale de Lagrange) a été développé par Breusch et Pagan (1980), par la suite Pesaran (2004) a développé le test de dépendance en coupe transversale LM CD. Cependant, ces deux tests peuvent donner des résultats biaisés lorsque la moyenne du groupe est égale à zéro et que la moyenne individuelle est différente de zéro. Pesaran et al. (2008) ont corrigé ce biais en ajoutant la variance et la moyenne aux statistiques du test au niveau transversal. Pesaran et al. (2008) ont développé ainsi le test de dépendance transversale appelé test de LM ajusté. L'hypothèse nulle indique qu'il existe une indépendance transversale entre les séries, tandis que l'hypothèse alternative montre une dépendance transversale. Sur le deuxième problème évoqué, Pesaran et Yamagata (2008) ont proposé un test sur le caractère homogène ou non des coefficients de pente : les statistiques de test Delta et Delta ajusté sous l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients de pente.

3.3.2. Test de racine unitaire ADF en coupe transversale

Pesaran (2007) produit un test de racine unitaire en panel qui tient compte de la dépendance sérielle et de l'hétérogénéité des coefficients de pente dans la dimension coupe transversale. Il étend les régressions standard de Dickey Fuller (DF), ou de Dickey Fuller augmenté (ADF), avec les moyennes des coupes transversales des niveaux retardés et des différences premières des séries individuelles plutôt que de baser les tests de racine unitaire sur les écarts par rapport aux facteurs estimés. Ainsi, de nouveaux résultats asymptotiques sont obtenus à la fois pour les statistiques ADF augmentées en coupe transversale (CADF) individuelle et pour leurs moyennes simples. Pesaran (2007) a également calculé la statistique IPS augmentée en coupe transversale (CIPS) par la moyenne des statistiques individuelles de test CADF pour l'ensemble du panel. L'hypothèse nulle du test indique que chaque coupe transversale du panel n'est pas stationnaire. Le test CIPS a une distribution asymptotiquement standard et les valeurs critiques du test ont été tabulées par Pesaran (2006) à l'aide de la simulation de Monte-Carlo.

3.3.3. Tests de cointégration en panel

En utilisant des tests de racine unitaire, nous pouvons vérifier la stationnarité de la série. Cependant, les questions empiriques concernent souvent des relations multivariées ; il devient essentiel de savoir si un ensemble particulier de variables est cointégré. Dans le cadre des séries chronologiques, la cointégration fait référence à l'idée que si un ensemble de variables est intégré individuellement d'ordre un, il est possible que certaines combinaisons linéaires de ces variables soient stationnaires. Dans ce cas, le vecteur des coefficients de pente est appelé vecteur de cointégration.

L'existence d'une cointégration en panel peut être prise en compte par les tests de cointégration en panel de deuxième génération parmi lesquels le test de Westerlund (2007) et le test de Westerlund et Edgerton (2007). Ces tests sont basés sur la dynamique structurelle et ils sont plus puissants que les tests de cointégration en

panel basés sur les résidus. L'idée principale est de tester l'hypothèse nulle d'absence de cointégration en déduisant si le terme de correction d'erreur dans le modèle de correction d'erreur en panel conditionnel est égal à zéro. Dans cet article, le test de cointégration de panel de Westerlund (2007) est utilisé car il considère à la fois la dépendance transversale et l'hétérogénéité.

3.3.4. Estimation du modèle ARDL

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient d'estimer la relation de cointégration en se basant sur la méthode ARDL. La spécification ARDL présente deux avantages majeurs : elle permet d'une part d'estimer conjointement les paramètres de court terme et de long terme et, d'autre part d'introduire dans le modèle des variables pouvant être intégrées de différents ordres soit $I(0)$ et $I(1)$, ou cointégrées. Les modèles ARDL peuvent être estimés en utilisant les estimateurs PMG (Pooled Mean Group), MG (Mean Group) et DFE (Dynamic Fixed-Effect). Ces modèles autorisent l'hétérogénéité dans la dynamique d'ajustement des variables vers la relation de long terme.

L'estimateur PMG présente un avantage dans le traitement des panels dynamiques pour lesquels le nombre d'observations temporelles est plus important que celui des individus (Pesaran et al., 1999). Il est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. Cet estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre les estimateurs MG et DFE.

Si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur MG. Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise a priori. Pour tester sa pertinence, on procède au test statistique de Hausman pour déterminer lequel de ces estimateurs est le plus efficace dans l'estimation des données. Si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces tandis que les estimations MG seront consistantes mais non efficaces. Cependant, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvais escient, les estimations PMG ne sont pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays.

4. INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

4.1. Les résultats des tests de dépendance transversale et d'homogénéité

Les résultats de test de LM ajusté de Pesaran et al. (2008) sont présentés dans le tableau 3.

Tableau 3 : Tests de dépendance transversale et d'homogénéité

Test	Statistiques	P- value
<i>Tests de dépendance transversale</i>		
LM (Breusch et Pagan, 1980)	202.8	0.000
LM _{ADJ} * (Pesaran et al. 2008)	15.81	0.000
LM _{CD} * (Pesaran, 2004)	6.246	0.000
<i>Tests d'homogénéité</i>		
Delta tilde	16.238	0.000
Delta tilde ajusté	18.154	0.000

Source : Calcul de l'auteur.

Le tableau 3 montre que l'hypothèse nulle d'indépendance est rejetée au seuil de 1%, car les valeurs de probabilité se sont avérées inférieures à 1%. Les séries présentent donc une dépendance transversale. Par conséquent, un choc survenant dans un pays de la CEDEAO peut être transmis aux autres pays de la zone. De plus, les résultats du test Delta tilde ajusté de Pesaran et Yamagata (2008) montrent que l'hypothèse nulle d'homogénéité des coefficients de pente est rejetée. Ces résultats soulignent donc l'hétérogénéité spécifique aux pays.

4.2. Les résultats du test de racine unitaire en panel

Dans le tableau 3, les tests CD indiquent que chaque série présente une dépendance transversale. Par conséquent, le test CIPS ($Z(t\text{-bar})$) de Pesaran (2007) pour les racines unitaires a été calculé. Il s'agit d'un test de racine unitaire qui tient compte de la dépendance transversale. Ces tests ont été effectués avec une constante et une tendance. Les tests CIPS indiquent que les variables Urbanisation, Population et l'interaction entre urbanisation et industrialisation sont stationnaires en niveau alors que les variables Intensité énergétique et Industrialisation sont stationnaires en différence première (tableau 4). Puisque, dans l'échantillon, les séries n'ont pas le même ordre d'intégration, dans ce qui suit l'existence d'une relation de long terme entre les séries est testée en utilisant les tests de cointégration.

Tableau 4 : Résultats du test de racine unitaire CIPS

	Niveau	Différence première	Conclusion
	Constante et tendance	Constante et tendance	
ln(IE)	-2.316	-4.750***	I(1)
ln(URB)	-3.092***		I(0)
ln(IND)	-1.948	-4.664***	I(1)
ln(POP)	-2.690*		I(0)
ln(URB)*ln(IND)	-2.962***		I(0)

Note : (***) , (**), et (*) montrent la stationnarité au seuil de significativité de 1%, 5% et 10% respectivement. Les valeurs critiques pour le modèle avec constante et tendance pour 10%, 5% et 1% sont respectivement : -2.66%, -2.76%, -2.96%.

Source : Calcul de l'auteur.

4.3. Les résultats du test de cointégration en panel

Le test de cointégration de Westerlund (2007) avec bootstrap sous l'hypothèse de dépendance transversale est effectué. Westerlund (2007) a développé quatre tests de cointégration en panel qui sont basés sur la dynamique structurelle et n'imposent aucune restriction de facteur commun. L'idée est de tester si le terme de correction d'erreur dans le modèle est égal à zéro. Les quatre types de tests peuvent être divisés en deux groupes par la différence des hypothèses alternatives. Les deux tests appelés tests de moyenne de groupe sont conçus pour tester l'hypothèse alternative selon laquelle au moins une unité est cointégrée, tandis que les tests de panel sont conçus pour tester l'hypothèse alternative selon laquelle le panel est cointégré dans son ensemble. Ces deux tests peuvent être utilisés aussi bien dans les cas de dépendance transversale que dans les cas d'indépendance. Ces tests permettent également une hétérogénéité entre les unités composant le panel. Les tests de cointégration en panel de Westerlund (2007) sont effectués avec une constante et une tendance. Pour tenir compte de la dépendance transversale, le bootstrap est introduit dans le test pour obtenir les valeurs critiques robustes.

Le tableau 5 présente les résultats du test de cointégration en panel. Ces résultats montrent que, selon la méthode bootstrap, les statistiques moyennes de groupe (G_t et G_a) et les statistiques de panel (P_t et P_a) sont significatives. Selon la distribu-

tion standard asymptotique, les statistiques Gt et Ga et Pt et Pa sont aussi significatives. Dans l'ensemble, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée à la fois dans la distribution standard asymptotique et dans la méthode bootstrap. Les résultats suggèrent qu'il existe une relation de cointégration entre les séries et qu'elles devraient évoluer ensemble à long terme.

Tableau 5 : Résultats du test de cointégration de Westerlund (2007)

Statistiques	Valeurs	Z-value	P-value ^a	P-value robuste ^b
Gt	-3.551	-5.762	0.000***	0.060*
Ga	-17.706	-3.382	0.000***	0.080*
Pt	-13.760	-6.496	0.000***	0.050**
Pa	-16.420	-4.841	0.000***	0.060*

*Note : Tous les tests sont effectués avec une constante et une tendance. a indique les tests où les valeurs p sont une distribution normale asymptotique. b indique les tests qui ont une valeur p basée sur la méthode bootstrap. (***), (**), (*) indiquent respectivement la significativité au seuil de 1%, 5% et 10%. Hypothèse nulle : absence de cointégration.*

Source : Calcul de l'auteur.

4.4. Les résultats des estimations

4.4.1. Les résultats des estimations du modèle ADRL

Les résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG sont présentés dans le tableau 6. Les résultats du test de Hausman confirment que le postulat d'homogénéité des coefficients de long terme ne peut pas être rejeté³. Les estimations PMG sont donc plus consistantes et plus efficaces que les estimations MG et DFE et c'est elles que nous retiendrons dans l'interprétation des résultats.

Le tableau 6 montre qu'à long terme l'urbanisation, l'industrialisation, la population totale agissent sur l'intensité énergétique dans l'ensemble des pays de la CEDEAO (colonne 1). A court terme, le coefficient estimé du terme de correction d'erreur est négatif et inférieur à 1 en valeur absolue et statistiquement significatif. Cela indique que le système est dynamiquement stable et converge vers un équilibre à long terme dans l'ensemble des pays.

Le coefficient estimé de la variable Urbanisation est positif et statistiquement significatif uniquement à long terme au seuil de 5%, avec une élasticité de 0,59. Ce résultat montre que l'effet de l'urbanisation est d'augmenter l'intensité énergétique. Le coefficient estimé de la variable Industrialisation est positif et statistiquement significatif uniquement à long terme au seuil de 10%, avec une élasticité de 0,91. Ce résultat suggère qu'un poids plus important de l'industrie dans l'économie augmente l'intensité énergétique à long terme.

Le coefficient estimé de la variable d'interaction entre l'urbanisation et l'industrialisation est négatif et statistiquement significatif au seuil 5% à long terme. Le coefficient de l'élasticité à long terme de la variable d'interaction est de -0,32. Ce résultat suggère que les effets combinés de l'urbanisation et de l'industrialisation réduisent relativement l'intensité énergétique pour des raisons qui ont été évoquées dans la revue de littérature. Le coefficient estimé de la variable population totale est positif et statistiquement significatif à long terme au seuil de 5%, avec une élasticité de 0,19.

Cependant, si on enlève les pays producteurs de pétrole⁴ dans la zone CEDEAO (tableau 6, colonne 2), aucune des variables du modèle n'est significative à long

³ Les estimations PMG, MG et DFE ainsi que les résultats des tests de Hausman sont présentés en annexe.

⁴ Les pays producteurs de pétrole dans la CEDEAO sont le Nigéria, le Ghana, la Côte d'Ivoire et le Niger.

terme. L'urbanisation, l'industrialisation, la population et la variable d'interaction entre urbanisation et industrialisation n'ont pas d'effets significatifs sur l'intensité énergétique à long terme. Ce résultat montre que leurs effets sur l'intensité énergétique à long terme s'expliquent essentiellement par la présence de pays producteurs de pétrole dans la CEDEAO.

Tableau 6 : Résultats des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG
Variable dépendante : Intensité énergétique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variables	CEDEAO avec pays pétroliers	CEDEAO sans pays pétroliers	UEMOA	Hors UEMOA avec pays pétroliers	Hors UEMOA sans pays pétroliers
Coefficients de long terme					
ln(URB)	0.593** (0.494)	-0.194 (0.382)	1.185** (0.528)	3.968** (1.625)	-1.111 (0.899)
ln(IND)	0.912* (0.504)	-0.076 (0.344)	1.121** (0.455)	4.947*** (1.783)	-1.306 (1.178)
ln(URB)*ln(IND)	-0.322** (0.143)	0.008 (0.089)	-0.406*** (0.137)	-1.386*** (0.481)	0.318 (0.297)
ln(POP)	0.190* (0.108)	0.123 (0.094)	-0.004 (0.118)	0.388** (0.166)	0.186 (0.135)
Coefficients de court terme					
Coef. Cor. Erreur	-0.407*** (0.065)	-0.418*** (0.063)	-0.416*** (0.078)	-0.421*** (0.144)	-0.486*** (0.134)
Δ ln(URB)	1.372 (1.107)	3.762 (1.388)	-1.932 (9.917)	2.500 (2.989)	2.606 (3.392)
Δ ln(IND)	1.563 (2.286)	1.388 (2.322)	0.639 (3.434)	0.542 (2.529)	1.499 (2.652)
Δ ln(URB)*ln(IND)	-0.505 (0.696)	-0.437 (0.663)	-0.279 (0.990)	-0.089 (0.682)	-0.346 (0.705)
Δ ln(POP)	-3.008 (1.901)	-1.507*** (3.085)	-1.109** (4.373)	-5.087 (4.078)	-3.269** (3.025)
Constante	-0.140 (0.401)	0.706*** (0.137)	0.019 (0.219)	-6.707*** (2.288)	1.813*** (0.397)
Observations	435	377	232	203	145

Notes : Les valeurs entre parenthèses sont celles des erreurs standards. (***), (**), (*) indiquent respectivement la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : Calcul de l'auteur.

Au sein de la CEDEAO, le tableau 6 permet une comparaison entre la sous-zone UEMOA (colonne 3) et la sous-zone hors UEMOA (avec les pays pétroliers) (colonne 4). Les résultats montrent que, dans les deux zones, l'urbanisation et l'industrialisation ont des effets positifs et significatifs sur l'intensité énergétique au seuil de 5% à long terme et que la variable d'interaction entre urbanisation et industrialisation a un effet négatif et significatif à long terme au seuil de 1%. La population totale a un effet positif et significatif sur la variable intensité énergétique à long terme dans la zone hors UEMOA comprenant les pays producteurs de pétrole. Il apparaît cependant que les coefficients de l'urbanisation et de l'industrialisation sont plus élevés dans la zone hors UEMOA que dans la zone UEMOA : une hausse du taux d'urbanisation de 1% entraîne une hausse de l'intensité énergétique de 1,18% dans la sous-zone UEMOA et de 3,96% dans la sous-zone hors UEMOA ; une hausse de l'industrialisation se traduit par une augmentation de 1,12% et 4,94% respectivement dans les deux zones. Les effets de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'intensité énergétique sont donc plus importants dans les pays hors UEMOA que dans les

pays de l'UEMOA. Ces résultats s'expliquent par la présence de principaux pays producteurs de pétrole de la zone hors UEMOA (Nigéria et Ghana). Ces deux pays sont les plus urbanisés (avec la Gambie) et industrialisés (en termes de valeur ajoutée en % du PIB). S'ils sont isolés, les variables ne sont plus significatives dans les pays hors UEMOA (colonne 5).

4.4.2. Analyse des points de retournement

En général, les différentes estimations montrent que l'urbanisation et l'industrialisation tendent à élever l'intensité énergétique. Comme l'effet de la variable d'interaction est négatif, les relations entre l'intensité énergétique et l'industrialisation et l'urbanisation présentent des points de retournement. Ces points de retournement peuvent être calculés en annulant la dérivée première de l'équation (2) par rapport à l'urbanisation et à l'industrialisation respectivement :

$$\begin{aligned}
 - \frac{d(\ln E_{it})}{d(\ln URB_{it})} = \alpha_{1i} + \alpha_{3i} \ln IND_{it} = 0 &\Rightarrow \ln IND_{it} = -\frac{\alpha_{1i}}{\alpha_{3i}} \Rightarrow IND_{it} = e^{-\frac{\alpha_{1i}}{\alpha_{3i}}} \\
 - \frac{d(\ln E_{it})}{d(\ln IND_{it})} = \alpha_{2i} + \alpha_{3i} \ln URB_{it} = 0 &\Rightarrow \ln URB_{it} = -\frac{\alpha_{2i}}{\alpha_{3i}} \Rightarrow URB_{it} = e^{-\frac{\alpha_{2i}}{\alpha_{3i}}}
 \end{aligned}$$

Les résultats sont donnés dans le tableau 7. Pour les pays de l'UEMOA, le niveau moyen d'urbanisation pour lequel l'intensité énergétique atteint son maximum est égal à 15,8% et celui de l'industrialisation est de 18,5%. Pour la zone hors UEMOA avec pays producteurs de pétrole, le niveau moyen d'urbanisation pour lequel l'intensité énergétique atteint son maximum est égal à 35,5% et celui de l'industrialisation est de 17,5%. Le point de retournement de l'urbanisation est ainsi en moyenne nettement plus élevé dans les pays hors UEMOA que dans les pays de l'UEMOA.

Tableau 7 : Points de retournement de l'intensité énergétique

	UEMOA	Hors UEMOA avec pays pétroliers
Urbanisation	15,81	35,49
Industrialisation	18,51	17,51

Source : Calcul de l'auteur.

4.4.3. Test de robustesse : application de la méthode GMM

Pour tester la robustesse des résultats, la méthode des moments généralisée (GMM) en système développée par Arellano et Bond (1991), Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) a été utilisée avec des estimations en deux étapes. Cette méthode permet de résoudre le problème potentiel d'endogénéité des variables explicatives avec la variable à expliquer. La méthode GMM en système permet d'instrumenter plusieurs variables explicatives, contrairement aux méthodes des variables instrumentales externes, telles que celles proposées par Anderson et Hsiao (1982). De plus, elle génère des instruments internes à partir des variables explicatives endogènes du modèle. La validité de l'estimateur GMM en système est conditionnée par la qualité des instruments choisis (test de Hansen), ainsi que la non autocorrélation de second ordre des erreurs dans l'équation en différence première (AR2).

Les résultats donnés dans le tableau 8 confirment l'essentiel des estimations du modèle ARDL avec l'estimateur PMG. Les variables retenues non seulement conservent leurs signes mais leur niveau de significativité apparaît dans certains cas plus élevé. L'urbanisation et l'industrialisation augmentent l'intensité énergétique et l'effet de la variable d'interaction entre Urbanisation et Industrialisation est toujours négatif et statistiquement significatif au seuil de 1% dans l'ensemble des pays de la CEDEAO (tableau 8, colonne 1). Cependant, si on isole dans les estimations les pays

producteurs de pétrole ces variables ne sont plus significatives sauf la population totale qui a un impact positif sur l'intensité énergétique significatif au seuil de 5% (colonne 2). Ces résultats sont aussi pratiquement observés si l'on compare la zone UEMOA et la zone hors UEMOA. Les estimations sans les pays producteurs de pétrole (Nigéria et Ghana) ne sont plus significatives dans la zone hors UEMOA.

Tableau 8 : Résultats des estimations par les GMM en système
Variable dépendante : Intensité énergétique

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Variabes	CEDEAO avec pays pétroliers	CEDEAO sans pays pétroliers	UEMOA	Hors UEMOA avec pays pétroliers	Hors UEMOA sans pays pétroliers
ln(URB)	2.183*** (0.440)	0.046 (0.389)	1.231*** (0.309)	1.059** (0.427)	-0.935 (1.114)
ln(IND)	2.873*** (0.667)	-0.661 (0.479)	1.149*** (0.282)	1.994** (1.651)	0.317 (0.599)
ln(URB)*ln(IND)	-0.923*** (0.161)	0.012 (0.125)	-0.402*** (0.106)	-0.731* (0.441)	-0.125 (0.163)
ln(POP)	0.285** (0.114)	0.228** (0.097)	0.090* (0.054)	0.011 (0.097)	0.407 (0.293)
Observations	450	390	240	210	150
Nombre de pays	15	13	8	7	5
AR(2) p-value	0.470	0.497	0.628	0.249	0.662
Hansen p-value	0.560	0.273	0.902	0.976	0.856

Notes : Les valeurs entre parenthèses sont celles des erreurs standards. (***), (**), (*) indiquent respectivement la significativité des coefficients au seuil de 1%, 5% et 10%.

Source : Calcul de l'auteur.

CONCLUSION

Nous avons tenté d'estimer les effets de l'urbanisation et de l'industrialisation sur l'efficacité énergétique dans les pays de la CEDEAO sur la période 1990-2019. L'intensité énergétique est définie comme le rapport entre la consommation d'énergie et le PIB, ou dit autrement le niveau de consommation d'énergie nécessaire pour produire une unité de PIB. Un modèle ARDL avec l'estimateur PMG est particulièrement utilisé. De manière générale, les résultats révèlent qu'une urbanisation croissante et une industrialisation plus poussée entraînent chacune une hausse de l'intensité énergétique dans l'ensemble des pays de la CEDEAO, du moins jusqu'à un certain seuil où un effet combiné de l'urbanisation et de l'industrialisation peut réduire l'intensité énergétique. Une hausse de la population tend à augmenter l'intensité énergétique à long terme.

Cependant, ces résultats sont à nuancer si on isole les pays producteurs de pétrole comme notamment le Nigeria et le Ghana. C'est la présence de ces pays, particulièrement situés hors de la zone UEMOA au sein de la CEDEAO, qui explique la forte significativité de ces variables.

De manière générale, ces résultats suggèrent que les pays de la CEDEAO doivent mettre en place des politiques visant à atténuer les impacts négatifs des problèmes environnementaux liés à la hausse de la demande d'énergie du fait de l'urbanisation et de l'industrialisation. Il serait bon que les autorités de la CEDEAO puissent établir des mécanismes de coopération et de communication énergétiques entre pays et promouvoir un développement urbain mieux contrôlé. Il est nécessaire de tenir compte de l'hétérogénéité et des caractéristiques des pays lors de l'élaboration des politiques d'urbanisation pour réaliser des économies d'énergie et un développe-

ment durable sur le plan environnemental. Il est important d'améliorer l'aménagement urbain et de construire des systèmes d'infrastructures économes en énergie et respectueux de l'environnement, avec en parallèle la modernisation de la structure industrielle et le développement d'une l'industrie légère.

REFERENCES

- Adom, P.K.**, 2015a, Business cycle and economic-wide energy intensity: the implications for energy conservation policy in Algeria, *Energy*, 88, 334-350.
- Adom, P.K.**, 2015b, Determinants of energy intensity in South Africa: testing for structural effects in parameters, *Energy*, 89, 334-346.
- Allison, P.D.**, 2002, *Bias in Fixed-Effects Cox Regression with Dummy Variables*, Department of Sociology, University of Pennsylvania.
- Andersson, F.N.G., Karpestam, P.**, 2013, CO2 emissions and economic activity: Short- and long-run economic determinants of scale, energy intensity and carbon intensity, *Energy Policy*, 61, 1285-1294.
- Anderson, T.W. et Hsiao, C.**, 1982, Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data, *Journal of Econometrics*, 18, 47-82.
- Arellano, M., Bond, S.**, 1991, Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations, *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- Arellano, M. et Bover, O.**, 1995, Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error-Components Models, *Journal of Econometrics*, 68, 29-52.
- Belloumi, M., Alshehry, A.**, 2016, The Impact of Urbanization on Energy Intensity in Saudi Arabia, *Sustainability*, 8, 375.
- Bilgili, F., Koçak, E., Bulut, Ü., Kuloğlu, A.**, 2017, The impact of urbanization on energy intensity : Panel data evidence considering cross-sectional dependence and heterogeneity, *Energy*, 133, 242-256.
- Blundell, R. et Bond, S.**, 1998, Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models, *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- Bortolamedi, M.**, 2015, Accounting for hidden energy dependency: The impact of energy embodied in traded goods on cross-country energy security assessments, *Energy*, 93, 1361-1372.
- Breusch, T.S., Pagan, A.R.**, 1980, The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics, *Review of Economic Studies*, 47, 239-253.
- Chali, N., Mulugeta, S.K.**, 2020, The impact of energy intensity, urbanisation, industrialisation, and income on CO2 emissions in South Africa: an ARDL bounds testing approach, *African Journal of Economic and Sustainable Development*, 7, 307-330
- Coakley, J., Fuertes, A.-M., Smith, R.P.**, 2006, Unobserved heterogeneity in panel time series models, *Computational Statistics and Data Analysis*, 50, 2361-2380.
- Ding, C.C.**, 2015, The Dynamic Effect and Regional Difference of the Industrialization and Urbanization on the Energy Consumption Intensity in China, *Journal of Hebei University of Economics and Business*, 36, 47-54.
- Eberhardt, M., Teal, F.**, 2011, Econometrics for grumblers: a new look at the literature on cross-country growth empirics, *Journal of Economic Surveys*, 25, 109-155.
- Elliott, R.J., Sun, P., Zhu, T.**, 2014, Urbanization and energy intensity: a province-level study for China, *Discussion Papers from Department of Economics, Birmingham University*, 14-05.
- Farajzadeh, Z., Nematollahi, M.A.**, 2018, Energy intensity and its components in Iran : Determinants and trends, *Energy Economics*, 73, 161-177.
- Guang F.T., HE Y.X., Wen L., Sharp B.**, 2019, Energy intensity and its differences across China's regions: Combining econometric and decomposition analysis, *Energy*, 180, 989-1000.
- Jones, D. W.**, 1989, Urbanization and Energy Use in Economic Development, *The Energy Journal*, 10, 29-44.

- Jones, D.W.**, 1991, How urbanization affects energy-use in developing countries, *Energy Policy*, 19, 621-630.
- Jun, E., Kim, W., Chang, S.H.**, 2009, The analysis of security cost for different energy sources, *Applied Energy*, 86, 1894-901.
- Luintel, K.B., Khan, M.**, 2009, Heterogeneous ideas production and endogenous growth: an empirical investigation, *Canadian Journal of Economics*, 42, 1176-1205.
- Lv, Y., Si, C., Zhang, S., Sarwar, S.**, 2018, Impact of urbanization on energy intensity by adopting a new technique for regional division: evidence from China, *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 36102-16.
- Ma, B.**, 2015, Does urbanization affect energy intensities across provinces in China? Long-run elasticities estimation using dynamic panels with heterogeneous slopes, *Energy Economics*, 49, 390-401.
- Madlener, R., Sunak, Y.**, 2011, Impacts of urbanization on urban structures and energy demand: what can we learn for urban energy planning and urbanization management? *Sustainable Cities and Society*, 1, 45-53.
- Menyah, K., Nazlioglu, S., Wolde-Rufael, Y.**, 2014, Financial development, trade openness and economic growth in African countries: New insights from a panel causality approach. *Economic Modeling*, 37, 386-94.
- Morcillo-Bellido, J. Prida-Romero, B.**, 2018, Sustainability is changing the way that we Innovate in the Energy Sector through Energy Service Companies (ESCO). *DYNA*, 93, 246.
- OCDE**, 2020, *Dynamique de l'urbanisation africaine*, Cahiers de l'Afrique de l'Ouest.
- Pesaran, M.H., Smith, R.**, 1995, Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 68, 79-113.
- Pesaran, M.H.**, 1997, The role of economic theory in modelling the long run, *Economic Journal*, 107, 178-191.
- Pesaran, M.H., Shin, Y., Smith, R.P.**, 1999, Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels, *Journal of the American Statistical Association*, 446, 621-634.
- Pesaran, M.H.**, 2004, General diagnostic tests for cross section dependence in panels, *CESifo Working Paper Series*, 1229.
- Pesaran, M.H.**, 2006, Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure, *Econometrica*, 74, 967-1012.
- Pesaran, M.**, 2007, A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence, *Journal of Applied Econometrics*, 22, 265-312.
- Pesaran, M.H., Ullah, A., Yamagata, T.**, 2008, A bias-adjusted LM test of error cross-section independence, *Econometrics Journal*, 11, 105-27.
- Pesaran, M.H., Yamagata, T.**, 2008, Testing slope homogeneity in large panels, *Journal of Econometrics*, 142, 50-93.
- Petrovic, P., Filipovic, S., Radovanovic, M.**, 2018, Underlying causal factors of the European Union energy intensity: econometric evidence, , 89, 216-227.
- Poumanyong, P., Kaneko, S.**, 2010, Does urbanization lead to less energy use and lower CO 2 emissions? A cross-country analysis, *Ecological Economics*, 70, 434-44.
- Poumanyong, P., Kaneko, S., Dhakal, S.**, 2012, Impacts of urbanization on national residential energy use and CO2 emissions: Evidence from low-, middle-and high-income countries, *IDEC DP2 Series*, 2, 5.
- Protic, M., Fathurrahman, F., Raos, M.**, 2019, Modelling Energy Consumption of the Republic of Serbia using Linear Regression and Artificial Neural Network Technique, *Tehnicki Vjesn*, 26, 135-141.
- Sadorsky, P.**, 2013, Do urbanization and industrialization affect energy intensity in developing countries? *Energy Economics*, 37, 52-59.
- Sadorsky, P.**, 2014, The effect of urbanization on CO2 emissions in emerging economies, *Energy Economics*, 41, 147-153.
- Samouilidis J.E., Mitropoulos C. S.**, 1984, Energy and economic growth in industrializing countries: The case of Greece, *Energy Economics*, 3, 191-201.
- Sheng, P., He, Y., Guo, X.**, 2017, The impact of urbanization on energy consumption and efficiency, *Energy and Environment*, 28, 673-686.

- Solomon, A., Edward, N.A.**, 2016, The implication of economic growth, industrialization and urbanization on energy intensity in Sub-Saharan Africa, *Journal of Applied Economics and Business Research*, 6, 197-211
- Syed, A.R.S., Syed, A.A.N., Sofia, A.**, 2020, Exploring the linkage among energy intensity, carbon emission and urbanization in Pakistan: fresh evidence from ecological modernization and environment transition theories, *Environment Science and Pollution Research*, 27, 40907-40929
- Westerlund, J.**, 2007, Testing for error correction in panel data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69, 709-749.
- Westerlund, J., Edgerton, D.**, 2007, A Panel Bootstrap Cointegration Test, *Economics Letters*, 97, 185-190.
- Yan, H.**, 2015, Provincial energy intensity in China: the role of urbanization, *Energy Policy*, 86, 635-650.
- Yang, G., Li, W., Wang, J., Zhang, D.**, 2016, A comparative study on the influential factors of China's provincial energy intensity, *Energy Policy*, 88, 74-85.
- York, R.**, 2007, Demographic trends and energy consumption in European Union Nations, 1960-2025, *Social Science Research*, 36, 855-872.
- Zhongfei, C., Mengling, Z.**, 2020, Urbanization and energy intensity: evidence from the institutional threshold effect, *Environmental Science and Pollution Research*, 28, 11142-11157.
- Zhou, S.F., Wang, Y.N.**, 2015, The Impact of China's Industrialization and Urbanization on Energy Intensity: Based on a Dynamic Panel Data Model, *Ecological Economics*, 31, 317-343.

ANNEXE 1 : Estimations du modèle ARDL avec les estimateurs PMG, MG et DFE et tests de Hausman

Variable dépendante : Intensité énergétique

Variables	CEDEAO			UEMOA			Hors UEMOA		
	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE	PMG	MG	DFE
	Coefficients de long terme								
ln(URE)	0.593** (0.494)	14.79 (19.12)	0.0187 (1.225)	1.185** (0.528)	24.16 (36.13)	1.447 (2.025)	3.968** (1.625)	4.083 (7.117)	-2.946 (2.534)
ln(IND)	0.912* (0.504)	19.30 (20.84)	0.784 (1.474)	1.121** (0.455)	24.01 (40.12)	1.537 (2.261)	4.947*** (1.783)	13.92*** (4.027)	-1.462 (2.799)
ln(URE) ² ln(IND)	-0.322** (0.143)	-5.499 (6.534)	-0.261 (0.402)	-0.406** (0.137)	-7.001 (12.59)	-0.542 (0.661)	-1.386** (0.481)	-3.783** (1.085)	0.330 (0.740)
ln(POP)	0.190* (0.108)	1.475 (1.926)	0.208 (0.175)	-0.00474 (0.118)	-0.837 (1.384)	0.0669 (0.203)	0.388** (0.166)	4.117 (3.717)	0.517 (0.344)
	Coefficients de court terme								
Coef. cor. erreur	-0.407*** (0.0651)	-0.685*** (0.0933)	-0.183*** (0.0242)	-0.416*** (0.0789)	-0.670*** (0.147)	-0.188*** (0.0335)	-0.421*** (0.144)	-0.703*** (0.122)	-0.192*** (0.0419)
Δ ln(URE)	1.372 (1.107)	9.317 (18.13)	-3.522*** (0.654)	-1.932 (9.917)	-16.44 (15.42)	-5.180*** (1.326)	2.500 (2.989)	38.76 (32.50)	-3.397*** (0.914)
Δ ln(IND)	1.563 (2.286)	3.048 (5.188)	-0.906* (0.467)	0.639 (3.434)	7.716 (9.319)	-1.563** (0.648)	0.542 (2.529)	-2.287 (3.143)	-0.229 (0.847)
ln(URE) ² ln(IND)	-0.505 (0.696)	-1.172 (1.782)	0.233* (0.127)	-0.279 (0.990)	-2.793 (3.247)	0.425** (0.186)	-0.0893 (0.682)	0.682 (0.861)	0.0509 (0.228)
Δ ln(POP)	-3.008 (1.901)	-4.084*** (1.542)	-4.484*** (0.595)	-1.109** (4.373)	-34.27** (16.32)	-6.307*** (2.007)	-5.087 (4.078)	-48.35* (28.57)	-5.332*** (0.899)
Constante	-0.140 (0.401)	0.550 (29.04)	-0.00158 (0.883)	0.0198 (0.219)	40.77 (48.85)	-0.344 (1.281)	-6.707*** (2.288)	-45.41** (19.36)	1.274 (1.712)
Observations	435	435	435	232	232	232	203	203	203
Test de Hausman	Statistique	P-value	Décision	Statistique	P-value	Décision	Statistique	P-value	Décision
MG/PMG	3.70	0.4482	PMG	2.55	0.6354	PMG	2.44	0.6553	PMG
DFE/PMG/MG	0.02	0.9999	PMG	0.03	0.8976	PMG	0.04	0.9998	PMG

The effects of urbanization and industrialization on energy intensity in ECOWAS

Abstract - This article aims to assess the effects of urbanization and industrialization on energy intensity in the Economic Community of West African States (ECOWAS), and within it in the countries of WAEMU and outside WAEMU. Energy intensity is defined as the ratio of energy consumption to gross domestic product. Econometric estimates using the ARDL (Auto-Regressive Distributed Lag) model with the PMG (Pooled Mean Group) estimator show over the period 1990-2019 that urbanization and industrialization each increase long-term energy intensity, while their combined effect tends to reduce it above a certain threshold. These results are particularly explained by the presence of oil-producing countries in the outside WAEMU area.

Key-words

Energy intensity
Urbanization
Industrialization
ECOWAS
ARDL model
PMG model
