

Politique industrielle horizontale et croissance économique en République Démocratique du Congo : le rôle du cadre institutionnel

Horizontal industrial policy and economic growth in the Democratic Republic of Congo: the role of the institutional framework.

Auteur 1 : BAUMA BAELONGANDI Yves

Auteur 2 : Karl MBAY Y'ANGANDUA Jules

Auteur 3 : BONDEKWE DAVID David

Auteur 4 : KITOKO LISOMBO Etienne

Auteur 5 : RAMAZANI BIN SABITI Jean- Paul

BAUMA BAELONGANDI Yves

Doctorant, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Kisangani, R.D. Congo

Karl MBAY Y'ANGANDUA Jules

Doctorant, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Kisangani, R.D. Congo

BONDEKWE DAVID David

Doctorant, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Kisangani, R.D. Congo

KITOKO LISOMBO Etienne

Professeur, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion,
Université de Kisangani, R.D. Congo

RAMAZANI BIN SABITI Jean- Paul

Professeur à la Faculté d'Economie et Développement,
Université Catholique du Congo, R.D. Congo.

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

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

Pour citer cet article : BAUMA BAELONGANDI .Y, Karl MBAY Y'ANGANDUA .J, BONDEKWE DAVID .D, KITOKO LISOMBO .E & RAMAZANI BIN SABITI .J P (2025). « Politique industrielle horizontale et croissance économique en République Démocratique du Congo : le rôle du cadre institutionnel », African Scientific Journal « Volume 03, Numéro 30 » pp: 1518– 1562.



DOI : 10.5281/zenodo.16276086
Copyright © 2025 – ASJ



Résumé

L'industrialisation constitue un moteur essentiel de croissance pour la R.D. Congo, riche en ressources naturelles. Néanmoins, ce potentiel demeure peu exploité à cause de grandes faiblesses institutionnelles et structurelles. Cette recherche analyse l'effet des politiques industrielles horizontales sur la croissance économique, en s'appuyant sur une étude économétrique de type FA-ARDL portant sur la période de 1990 à 2023. Les résultats montrent *une inefficacité* de la politique, même si certaines composantes, comme la dynamique industrielle, ont un impact significatif sur la croissance. En dépit d'une dynamique industrielle marquée, la gouvernance institutionnelle reste un obstacle majeur. La recherche présente des conseils stratégiques à court, moyen et long termes visant à reconsidérer la politique industrielle de la R.D. Congo dans un cadre durable, inclusif et axé sur l'innovation.

Mots-clés : Politique industrielle horizontale, Croissance économique, Modèle FA-ARDL et Gouvernance

Abstract

Industrialization is a key driver of growth for the Democratic Republic of Congo, which is rich in natural resources. However, this potential remains underexploited due to significant institutional and structural weaknesses. This research analyzes the effect of horizontal industrial policies on economic growth, based on an econometric study of the FA-ARDL type covering the period from 1990 to 2023. The results show an inefficiency of the policy, although certain components, such as industrial dynamics, have a significant impact on growth. Despite marked industrial dynamics, institutional governance remains a major obstacle. The research offers strategic advice for the short, medium, and long term aimed at rethinking the industrial policy of the Democratic Republic of Congo within a sustainable, inclusive, and innovation-driven framework.

Keywords: Horizontal industrial policy, Economic growth, FA-ARDL model, and Governance.

Introduction

Depuis plusieurs décennies, la République Démocratique du Congo (RDC) est confrontée à une double contrainte économique : une dépendance prolongée à l'exportation de ressources primaires à faible valeur ajoutée et une incapacité à engager une transformation structurelle de son économie. Cette situation s'inscrit dans la continuité d'un système colonial fondé sur l'extraction, prolongé par des politiques industrielles nationales peu cohérentes, souvent mises en œuvre en l'absence d'un cadre institutionnel adapté (Acemoglu & Robinson, 2012; Van der Linden, 1953; Hardy, 1953).

L'économie congolaise a historiquement été organisée selon une logique de dépendance externe, instaurée par le « pacte colonial », qui avait structuré une économie d'enclave centrée sur les intérêts de la métropole belge. À l'indépendance en 1960, le pays hérite d'un tissu productif désintégré, peu connecté au marché local et contrôlé par une élite tournée vers la rente. Les différentes politiques industrielles déployées depuis - du Plan décennal (1970-1980) au Schéma Directeur d'Industrialisation (1986), jusqu'aux Documents de Politique et de Stratégies Industrielles (DPSI) de 2011 et 2019-2023 - n'ont pas permis de stimuler un développement industriel durable (Ministère de l'Industrie (RDC), 2020). Les échecs constatés sont largement attribuables à la faiblesse de l'État, à l'absence de coordination stratégique, à l'instabilité institutionnelle et à la captation des ressources publiques (Kouadio & Mbuyi, 2021 ; Global Witness, 2022).

Dans la littérature économique, la politique industrielle est généralement analysée sous deux formes : verticale et horizontale (Rodrik, 2008; Hausmann & Rodrik, 2003). L'approche verticale, héritée des modèles développementalistes des années 1950 à 1970, repose sur la sélection de secteurs jugés stratégiques - souvent manufacturiers - et sur la mise en place de soutiens ciblés (subventions, protection tarifaire, financement préférentiel) (Hirschman, 1958; Chang, 2002). Elle suppose une capacité étatique élevée à orienter l'investissement vers les filières prioritaires.

En revanche, la politique industrielle horizontale adopte une logique transversale, axée sur l'amélioration des conditions générales de production : infrastructures, capital humain, innovation, environnement réglementaire, accès à la justice économique, etc. (Rodrik, 2008; Aghion, Dewatripont, Du, Harrison, & Legros, 2011). Cette orientation repose sur le renforcement des institutions et de la gouvernance, indispensables à une croissance inclusive et durable (Lin & Monga, 2013).

En RDC, les politiques industrielles mises en œuvre ont principalement suivi une approche verticale, concentrée sur les filières extractives (cuivre, cobalt, pétrole) et agricoles. Néanmoins, ces politiques ont été entravées par un manque de vision stratégique, une dépendance aux bailleurs internationaux, et une gouvernance défaillante caractérisée par la corruption et l'instabilité réglementaire (Transparency International , 2023; Banque Mondiale , 2023).

Les travaux récents en économie du développement soulignent l'importance déterminante des institutions dans la réussite des politiques industrielles. Acemoglu, Johnson, & Robinson (2005) mettent en avant le rôle des institutions dites « inclusives », qui garantissent la sécurité juridique, la prévisibilité des règles et l'accès équitable aux ressources économiques. Ces institutions favorisent l'investissement productif, soutiennent l'innovation et encouragent le développement d'un secteur privé local.

À l'inverse, North, Wallis, & Weingast (2009) théorisent l'échec des politiques industrielles dans les contextes qualifiés d'« ordres sociaux à accès limité », où les élites verrouillent l'accès aux opportunités au profit d'intérêts rentiers. Dans ce type de configuration, les politiques publiques tendent à perpétuer les structures dominantes, au détriment de la transformation économique. Williamson (2000) renforce cette lecture en soulignant l'effet dissuasif des coûts de transaction élevés dans les environnements institutionnels instables.

La RDC illustre ce type de blocage structurel. En dépit de son potentiel minier et énergétique considérable, la part de l'industrie manufacturière dans le produit intérieur brut reste marginale, estimée à environ 8 % en 2020 (Banque Mondiale , 2023). Ntaganda (2021) relie cette contre-performance à la persistance d'institutions extractives caractérisées par la captation des rentes, l'instabilité réglementaire et le morcellement des politiques publiques. Mvula (2024) identifie trois faiblesses majeures : la fragilité des droits de propriété (Rodrik, 2008), la volatilité des normes économiques (Williamson, 2000) et l'absence de coordination interinstitutionnelle (Evans, 2010).

Dans ce contexte, une question centrale se pose : dans quelle mesure les politiques industrielles horizontales, à travers leur encastrement institutionnel, influencent-elles la trajectoire de croissance économique en RDC ?

Peu de travaux empiriques ont examiné l'impact de ces politiques dans des pays africains à gouvernance faible, et encore moins dans le cas spécifique de la RDC. Pourtant, la nécessité d'une diversification économique soutenue par un environnement institutionnel stable est aujourd'hui incontournable.

Objet de l'étude

Ce travail a pour objet d'analyser l'impact des politiques industrielles horizontales sur la croissance économique en RDC, en prenant en compte le rôle structurant du cadre institutionnel. Il s'agit plus précisément d'évaluer comment l'amélioration des conditions générales de production, telles que les infrastructures, le capital humain ou le cadre réglementaire, peut stimuler une croissance inclusive dans un contexte marqué par de fortes vulnérabilités institutionnelles. L'analyse repose sur l'utilisation de modèles économétriques dynamiques, permettant d'estimer les effets différenciés selon la qualité institutionnelle.

Structure de l'étude

L'analyse suit une organisation conforme au modèle IMRaD (Introduction, Méthodologie, Résultats, Discussion), enrichie d'un ancrage théorique, articulée comme suit :

- **Cadre théorique** : présentation des fondements conceptuels reliant les politiques industrielles (horizontales vs verticales) à la croissance ;
- **Méthodologie** : description des méthodes économétriques utilisées, notamment le modèle FAARDL ;
- **Résultats empiriques** : exposition des effets mesurés des politiques industrielles horizontales sur la croissance congolaise, en interaction avec la qualité institutionnelle ;
- **Discussion** : interprétation des résultats, implications pour les politiques économiques et recommandations en matière de gouvernance.

I. Revue de la littérature

Cette recherche s'inscrit dans une double perspective théorique articulée autour des modèles de la croissance endogène et de la nouvelle économie institutionnelle (NEI). Ces deux cadres analytiques permettent de comprendre les mécanismes à travers lesquels la politique industrielle horizontale peut influencer la croissance économique, en interaction avec la qualité institutionnelle. Ils servent également de base conceptuelle pour la sélection des variables explicatives mobilisées dans l'analyse empirique, notamment le PIB réel (LPIB), les échanges extérieurs (NX), la gouvernance (GOUV), ainsi qu'un ensemble de composantes de la politique industrielle à spécifier ultérieurement (F_n).

I.1. L'approche par la croissance endogène

Les modèles de première génération en croissance endogène (Romer, 1986; Lucas, 1988) postulent que la croissance repose principalement sur des dynamiques internes à l'économie, telles que l'accumulation du capital, le développement du capital humain, la recherche et

l'innovation. Ces travaux mettent en évidence le rôle déterminant des investissements publics dans la création d'externalités positives favorables à l'industrialisation.

Dans cette logique:

- Lucas (1988) accorde une place centrale au capital humain comme facteur de productivité, soulignant l'importance des politiques éducatives et de formation ;
- Barro (1990) relie les investissements publics dans les infrastructures à la croissance du PIB réel (LPIB), à travers des effets multiplicateurs sur la production ;
- Romer (1990) et Aghion & Hozitt (1992) identifient l'innovation et la recherche-développement comme moteurs durables de croissance ;
- Grossman & Helpman (1991) insistent sur le rôle du commerce international (NX) dans l'absorption des technologies avancées et l'amélioration de la productivité.

Les modèles de deuxième génération introduisent une non-linéarité dans les trajectoires de croissance. Ils montrent que certains pays peuvent rester enfermés dans des « trappes de sous-développement », en raison d'un niveau insuffisant d'accumulation du capital humain, d'innovation ou d'infrastructures (Stern, 1991; Becker, Murphy, & Tamura, 1990). Dans ce cadre, les variables F_n , bien que non encore définies, seront considérées comme de potentiels instruments d'une politique industrielle horizontale visant à franchir ces seuils critiques et à enclencher une trajectoire de croissance endogène.

I.2. L'approche institutionnelle (NEI)

La Nouvelle Économie Institutionnelle (North, 1990) accorde une place centrale à la qualité des institutions dans le processus de développement économique. Elle soutient que la réduction des coûts de transaction, la sécurité juridique, la stabilité des règles économiques et la prévisibilité des politiques publiques sont autant de conditions nécessaires à l'efficacité des marchés et à la mobilisation des investissements productifs.

Dans cette optique :

- La qualité de la gouvernance (GOUV) détermine la capacité des politiques industrielles à produire des effets durables sur la croissance ;
- Acemoglu, Johnson, & Robinson (2005) différencient les institutions inclusives, qui favorisent l'innovation et l'investissement, des institutions extractives, qui génèrent des situations de rente et bloquent la transformation structurelle ;
- Williamson (2009) souligne que l'instabilité institutionnelle accroît les coûts de transaction et dissuade les investissements à long terme ;

- Rodrik (2008) insiste sur l'importance de l'« encastrément institutionnel » des politiques industrielles : sans coordination, responsabilité publique et vision stratégique, celles-ci tendent à échouer.

Dans le cadre de cette recherche, les variables F_n , représentant différentes dimensions de la politique industrielle horizontale, ne peuvent produire d'effets significatifs sur la croissance (LPIB) que si elles sont intégrées dans un environnement institutionnel stable et efficace (GOUV). De même, leur efficacité peut être amplifiée ou atténuée selon le degré d'ouverture commerciale (NX), qui conditionne l'accès aux marchés internationaux, aux technologies, et aux opportunités d'exportation.

La littérature existante met en évidence que la croissance économique durable résulte d'interactions complexes entre les investissements publics, l'innovation, l'ouverture commerciale et la qualité des institutions. Les variables mobilisées dans cette étude – LPIB, NX, GOUV, ainsi que les composantes de la politique industrielle à spécifier (F_n) – s'appuient sur ces fondements théoriques. Ces apports permettront de formuler des hypothèses empiriques et de structurer un modèle économétrique destiné à évaluer l'impact des politiques industrielles horizontales dans le contexte institutionnel spécifique de la RDC.

II. Cadre méthodologique

Étudier une politique industrielle horizontale pose un défi méthodologique : il n'existe pas de variable unique pour la représenter. Afin de dépasser cette limitation, nous mobilisons les modèles autorégressifs à facteurs (Factor-Augmented VAR ou FAVAR), tels que proposés par (Stock & Watson, 2002; 2005) et appliqués à la politique économique par Bernanke, Boivin, & Elias (2005). Ces modèles permettent de résumer une large base de données macroéconomiques (infrastructures, capital humain, climat des affaires, innovation, etc.) en quelques facteurs latents reflétant la réalité institutionnelle et productive.

Cette approche offre deux avantages principaux :

- Elle évite le risque de sur-ajustement en sélectionnant une variable arbitraire comme indicateur unique ;
- Elle capture les interactions dynamiques entre les variables économiques, institutionnelles et les politiques industrielles.

Enfin, les récents travaux de Chudik & Pesaran (2015) et Onounga, Etsiba, & Sah (2023) confirment la pertinence de ces modèles pour analyser les effets des politiques économiques dans des environnements caractérisés par des chocs multiples et une instabilité chronique – comme c'est le cas en RDC.

II.1. Spécification mathématique du modèle FA-ARDL

Selon Chudik & Pesaran (2015) la spécification de base du modèle FA-ARDL (p, q) peut s'écrire comme suit :

$$y_t = \alpha + \sum_{l=1}^p \phi_l y_{t-1} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + \sum_{k=1}^r \gamma_k f_{t-k} + \varepsilon_t$$

- y_t : Variable dépendante
- x_{t-j} : Variables explicatives observées
- f_{t-k} : Facteurs latents (extraits via PCA à partir d'un large série temporelle)
- $\phi_l, \beta_j, \gamma_k$: Coefficients à estimer
- ε_t : Terme d'erreur

Pour construction des facteurs, on recourt à l'ensemble de variables $Z_t = (z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{Nt})$ à l'aide de l'analyse en composantes principales : $f_t = \Lambda'Z_t$ où Λ est la matrice des poids (vecteurs propres) (Bai & Ng, 2002). Pesaran, Shin, & Smith (2001) ont évoqué comme dans l'ARDL classique, que le FA-ARDL se reformule comme un modèle à correction d'erreur (ECM) pour capter les dynamiques de court terme et long terme :

$$\Delta y_t = \alpha + \lambda(y_{t-1} - \theta_1 x_{t-1} - \theta_2 f_{t-1}) + \sum_{l=1}^{p-1} \phi_l \Delta y_{t-1} + \sum_{j=1}^{q-1} \beta_j \Delta x_{t-j} + \sum_{k=1}^{r-1} \gamma_k \Delta f_{t-k} + \varepsilon_t$$

- λ : vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme.
- θ_1, θ_2 : coefficients de long terme.

Dans le modèle le FA-ARDL, l'approche de Toda & Yamamoto (1995) propose des procédures non séquentielles et s'articule autour des étapes suivantes :

- Identification de l'ordre d'intégration maximal des séries (d_{max}) à l'aide de tests de racine unitaire (Dickey & Fuller, 1979; Kwiatkowski, Phillips, & Shin, 1992) ;
- Détermination du lag optimal du VAR en niveau (k) à l'aide de critères d'information (Akaike, 1974 ; Schwarz, 1978; Hannan & Quinn, 1979) ;
- Estimation d'un VAR élargi d'ordre $\ll p = k + d_{max} \gg$. en niveaux, indépendamment du caractère stationnaire ou intégré des séries (Toda & Yamamoto, 1995).

Le test de causalité est effectué à partir de ce VAR sur-paramétré, en testant uniquement les coefficients associés aux k premiers retards. Les retards supplémentaires d_{max} sont inclus pour garantir la validité asymptotique de la statistique de Wald utilisée. Cette dernière suit une loi du chi-deux χ^2 et, point essentiel, est indépendante de l'ordre d'intégration ou de la cointégration des séries (Toda & Yamamoto, 1995).

À titre illustratif, pour deux séries th_t et m_t , la structure augmentée est la suivante :

$$\begin{cases} h_t = a_0 + \sum_{i=1}^k a_{1i}h_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} a_{2j}h_{t-j} + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i}m_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \alpha_{2j}m_{t-j} + u_{1t} \\ m_t = b_0 + \sum_{i=1}^k b_{1i}m_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} m_{2j}h_{t-j} + \sum_{i=1}^k \beta_{1i}h_{t-i} + \sum_{j=k+1}^{k+d_{max}} \beta_{2j}h_{t-j} + u_{2t} \end{cases}$$

Les hypothèses de test de causalité sont alors formulées comme suit :

$$H_0 = \alpha_{1i} = 0 (\chi_c^2 < \chi_t^2; p - value \chi^2 > 5\%): m_t \text{ ne cause pas } h_t$$

$$H_0 = \beta_{1i} = 0 (\chi_c^2 < \chi_t^2; p - value \chi^2 > 5\%): h_t \text{ ne cause pas } m_t$$

Le rejet de l'hypothèse nulle, à l'aide de la statistique de Wald, indique l'existence d'une relation de causalité au sens de Granger. Cette approche est particulièrement adaptée dans un cadre FA-ARDL, qui tolère des ordres d'intégration hétérogènes et capture des dynamiques structurelles non linéaires ou de forme inconnue (Nazlioglu, Karul, & Ciner, 2016; Bahmani-Oskooee & Ratha, 2007).

II.2. Modélisation et données

Le modèle vise à estimer la manière dont la politique industrielle générale, dans son environnement institutionnel, influence la croissance économique. Il se présente comme suit :

$$\Delta PIB_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta PIB_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \lambda_1 PIB_{t-1} + \lambda_2 X_{t-1} + \sum_{k=1}^n \phi_k F_k + \epsilon_t$$

Où :

- PIB : Taux de croissance du produit intérieur brut réel,
- X : Vecteur des variables d'accompagnement,
 - Nette d'exportation,
 - Indice de gouvernance institutionnelle,
- F_k : Facteurs extraits à partir de 10 variables structurelles liée à la politique industrielle honorable.

L'objectif ici est de tester la présence d'une relation de long terme à travers le coefficient d'erreur λ_1 et la significativité des variables de politique industrielle horizontale, dans un cadre intégrant la dynamique institutionnelle.

Outre la variable dépendante qui est le taux de croissance du produit intérieur brut réel et, les variables d'accompagnement, à savoir Nette d'exportation, Indice de gouvernance institutionnelle, les dix indicateurs macroéconomiques et institutionnelles liées à la politique industrielle horizontale sont utilisés pour l'extraction de facteurs communs, à travers une analyse en composantes principales (ACP). Ces variables sont : capital humain (CH) – Indice

de capital humain (Barro & Lee, A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010, 2013), émission de CO₂ par habitant – Indicateur environnemental de pression économique (Stern, 2007), part des énergies renouvelables (ER) – Mesure de la transition énergétique (REN21, 2018), emploi industriel (EMPINDU) – Part de l’emploi total (OECD, 2019), réglementation et institutions (REGL) – Indice de qualité des lois et règlements (Sachs & Warner, 1995), indice des prix à l’exportation (INDEXPOR) – Mesure de la compétitivité (Hummels & Klenow, 2005), taux d’imposition (IMPO) – Mesure de la pression fiscale sur les entreprises (Aghion, Angeletos, Banerjee, & Manova, 2005), capital physique (LCP) – Stock de capital productif, en logarithme (Mankiw, Romer, & Weil, 1992), subventions (LSUBV) – Aide publique extérieure, en logarithme (Rodrik, 2004) et valeur ajoutée industrielle (LVAI) – en logarithme, indicateur central du secteur industriel (Gordon, 1990).

La plupart des variables sont collectées dans la base des données de la « Banque Mondiale » (World Development Indicators), à l’exception de la gouvernance tirée dans la base des données de « Quality of Government » (QOG), du capital physique, de l’indice du capital humain collectées dans la base des données de « Penn World Table » (PWT) et les lois et les règlements dans la base des données de « International Country Risk Guide » (ICRG), pour la RDC dans une période allant de 1990 à 2023.

III. Résultats

Une vérification empirique est effectuée à l’aide d’une analyse en composantes principales (ACP), méthode permettant de réduire la dimensionnalité des variables tout en préservant l’essentiel de l’information contenue dans les données. Cette approche est suivie d’un examen de la relation entre la politique industrielle horizontale, envisagée sous l’angle institutionnel, et la croissance économique.

III.1. Analyse factorielle des dimensions institutionnelles de la politique industrielle

Avant l’analyse, il est important d’évaluer la structure des données disponibles. Cela implique des statistiques descriptives pour établir un profil des variables, une matrice de corrélations pour examiner leurs dépendances, et deux tests – l’indice KMO et le test de Bartlett – pour assurer la pertinence de l’ACP.

Les données de 34 observations (**annexe 1**) révèlent un indice moyen de capital humain à 1,62, signalant une amélioration des compétences, bien que sous les normes internationales. Par ailleurs, l’émission de CO₂ par habitant est très basse, indiquant une industrialisation limitée et un modèle énergétique encore peu développé.

L'utilisation des énergies renouvelables (ER) dans la RD du Congo représente en moyenne 96,46 % de la consommation énergétique totale, soulignant une forte dépendance, notamment à l'hydroélectricité. Le faible écart-type de 1,35 montre une constance dans cette situation. L'occupation dans l'industrie (EMPIND) est faible, avec une moyenne de 8,52 %, révélant le manque d'industrialisation, l'économie étant dominée par le secteur primaire et informel. L'indice des réglementations (REGL) est faible à 2,05, traduisant d'importantes faiblesses institutionnelles malgré quelques améliorations. Les prix à l'exportation (INDEXPOR) affichent une moyenne de 73,55, avec une forte volatilité de 82,60, particulièrement pour les ressources naturelles comme le cuivre et le cobalt. La variable des impôts (IMPO) montre une moyenne de 20,41 % avec un écart-type de 9,62, suggérant une pression fiscale inégale. Le capital physique (LCP) a une moyenne de 12,35, illustrant un niveau d'investissement homogène mais insuffisant. Les subventions (LSUBV) s'établissent à 18,57, indiquant un soutien extérieur modéré. Enfin, la valeur ajoutée industrielle (LVAI) de 22,96 montre une faible contribution du secteur industriel au PIB, confirmant une industrialisation encore embryonnaire.

La matrice des corrélations (**annexe 2**) indique des relations significatives entre plusieurs variables.

Le déterminant de la matrice de corrélation est de $2,226 \times 10^{-6}$, indiquant une multicolinéarité limitée mais significative. Bien qu'il ne soit pas proche de zéro, ce qui aurait signalé une dépendance linéaire forte entre les variables, sa valeur positive permet de supposer l'absence de multicolinéarité parfaite. Cela implique une validité des coefficients estimés, permettant la poursuite d'une analyse factorielle.

L'indice de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) (**annexe 3**), mesurant l'adéquation de l'échantillonnage, est de 0,599, considéré comme « médiocre » selon les critères établis par Kaiser (1974), mais suffisant pour justifier une analyse factorielle. Les corrélations entre les variables sont moyennes, ce qui rend l'application de cette analyse possible, bien qu'une prudence soit de mise lors de l'interprétation des résultats. Le test de sphéricité de Bartlett (**annexe 3**) démontre que la matrice de corrélation est significativement différente de la matrice identité, avec un Khi-deux de 375,271 et un seuil de signification de 0,000. Ces résultats, très significatifs ($p < 0,01$), renforcent l'adéquation des corrélations entre les variables, validant ainsi l'utilisation d'une analyse factorielle pour une réduction dimensionnelle.

✓ **Extraction et interprétation des composantes principales**

Le processus commence par l'évaluation de la représentation des variables via la somme des carrés des cosinus (Hair, Black, Babin, & Anderson, 2014). Le nombre de facteurs à retenir est ensuite déterminé à partir de la matrice de variance totale, en suivant la règle de Kaiser ou le test du scree plot (Cattell, 1966).

La qualité de représentation (**annexe 4**) indique que la variable relative à l'emploi industriel offre la meilleure extraction d'information (96,2 %), suivie de la consommation d'énergie renouvelable (95,9 %) et de la valeur ajoutée industrielle (95,8 %). En revanche, les variables liées au capital physique et aux règlements présentent des extractions d'informations relativement faibles à 54,7 % et 32,7 % respectivement.

La variance totale expliquée (**annexe 5**) présente les poids des composantes révélées par l'analyse en composantes principales (ACP). La première composante explique 44,300 % de la variance, la deuxième 20,663 %, et la dernière 15,419 %, totalisant 80,857 % de la variance expliquée du modèle, laissant 19,143 % inexpliquée. L'ACP appliquée aux variables industrielles et institutionnelles permet de dégager des dimensions sous-jacentes à la politique industrielle horizontale, illustrées par deux tableaux de composants.

La matrice des composantes avant la rotation varimax (**annexe 6**) affiche des corrélations élevées notamment avec l'emploi industriel (EMPIND), la valeur ajoutée (LVAI), l'indice de performance industrielle (INDEXPOR) et le capital humain (CH). Cependant, des variables comme les importations (IMPO) et les subventions (LSUBV) présentent des charges ambivalentes, compliquant l'interprétation.

La rotation Varimax (**annexe 7**) améliore cette clarté en maximisant les charges d'une seule composante par variable. Cela permet à la première composante d'être plus homogène, centrée sur la performance industrielle, tandis que les autres variables se positionnent de manière plus distincte. Ainsi, la rotation facilite une interprétation institutionnaliste plus précise de la structure factorielle.

La première composante post-rotation met en évidence la performance industrielle, étroitement liée à un cadre institutionnel régulateur, illustrant une approche néo-structuraliste de la politique industrielle. La régulation devient un facteur clé, s'affirmant dans la composante 1, suggérant que la régulation publique influence la performance plutôt que d'autres domaines comme la politique environnementale.

La seconde composante révèle un dilemme entre compétitivité externe et durabilité environnementale, avec une forte corrélation négative entre ER et une forte corrélation positive

avec CO2. Cette dynamique souligne les tensions auxquelles font face les économies en développement pour allier industrialisation rapide et soutenabilité, où les choix politiques en matière de compétitivité impactent les externalités négatives.

La troisième composante, clarifiée par la rotation, regroupe LSUBV, LCP et IMPO, indiquant une intervention publique visant à renforcer l'autonomie productive en réduisant la dépendance aux importations via des subventions. Ainsi, la rotation Varimax révèle des tensions institutionnelles dans les choix de politique industrielle, oscillant entre soutien à la production, contrôle des importations et intervention étatique ciblée, soulignant l'importance des politiques de soutien pour développer des capacités industrielles locales.

La transformation des composantes avant et après rotation révèle l'importance de l'analyse institutionnaliste rigoureuse. Les choix techniques de politique industrielle transversale sont liés aux arrangements institutionnels.

Tableau n° 1. Analyse en composante principale de 10 variables en rapport avec la politique industrielle horizontale (Rotation Varimax)

Composantes et variables	Coefficients	Variance en %	
		Réelle	Interne
Composante I :			
Dynamique industrielle			
EMPIND	0,972	44,776	55,376
INDEXPOR	0,971		
LVAI	0,936		
CH	0,836		
IMPO	0,592		
REGL	0,500		
Composante II :			
Durabilité énergétique et environnementale			
		20,663	25,554
ER	-0,926		
CO2	0,912		
Composante III: Soutien financier et infrastructurel			
		15,419	19,069

IMPO		
LSUBV	-0,746	
LCP	0,735	
IMPO	0,568	
Total :	80,857	100,000

Source : Nos analyses à partir de SPSS

Le Tableau n° 1 présente une analyse en composantes principales de 10 variables liées à la politique industrielle horizontale, regroupées en trois dimensions : dynamique industrielle, durabilité environnementale, et soutien étatique. Ces composantes expliquent 80,86 % de la variance totale, mettant en avant la dynamique industrielle, qui inclut des variables clés comme l'emploi industriel et la valeur ajoutée. Cette composante est essentielle pour appréhender la politique industrielle horizontale.

La première composante, « dynamique industrielle » (44,78 % de la variance réelle), ce sont donc des variables d'un grand intérêt pour l'appréhension de la politique industrielle horizontale, regroupe des variables telles que l'emploi industriel, la valeur ajoutée, l'indice de performance, le capital humain, mais aussi les importations et la régulation. La deuxième composante, « Durabilité énergétique et environnementale » (20,66 % de la variance réelle), met en lumière la tension entre compétitivité externe et durabilité, corrélant le taux de change et les émissions de CO₂. Cela indique que les politiques industrielles doivent inclure des considérations environnementales, comme suggéré par Porter & Van der Linde (1995). La troisième composante, axée sur le soutien financier et infrastructurel (15,42 %), illustre l'importance des subventions et de la capacité de production locale pour réduire la dépendance commerciale. Les importations, quant à elles, révèlent une dualité, à la fois contrainte et complémentaire dans le développement industriel.

III.2. Présentation des modèles empiriques

- **Stationnarité et cointégration**

Les tests de racine unitaire effectués sur les séries temporelles à l'aide du test Augmented Dickey Fuller (ADF) révèle que les variables LPIB, F1, F3, GOUV, et NX sont stationnaires à la première différence, tandis que F2 est stationnaire au niveau. La présence de non-stationnarité suggère une possible relation de cointégration, justifiant ainsi un test de cointégration par la méthode ARDL.

Le test de cointégration aux bornes de Pesaran, Shin, & Smith (2001) démontre une cointégration révélée par une valeur de la statistique de Fisher dépassant le seuil supérieur à

5%. Cela ouvre la voie à l'estimation d'un modèle à correction d'erreur, accentuant l'ajustement à court terme des variables vers une relation d'équilibre à long terme.

- **Déterminer le nombre de décalages optimal et divers tests économétriques**

Le modèle ARDL (1,1,1,1,1,0) s'avère optimal selon le critère d'information d'Akaike, affichant la plus faible valeur du AIC. Les tests sur les résidus, incluant le test de corrélation sérielle, d'hétéroscédasticité et de normalité, indiquent une absence d'autocorrélation, une homoscedasticité, ainsi qu'une normalité des résidus, confirmant leur processus de bruit blanc.

De plus, les tests de robustesse révèlent une stabilité du modèle, tant sur le plan ponctuel que structurel. Les résultats d'estimation montrent que le coefficient d'ajustement est significatif et négatif, interagissant avec une correction des déséquilibres à long terme de 26,5 % par période après un choc. La statistique de Fisher révèle que le modèle est globalement significatif, expliquant environ 77 % de la variation de la croissance économique à travers des variables externes.

- **Estimation du modèle FA-VAR**

Tableau 9 : Les résultats de l'estimation

Variable dépendante : LPIB	
Long terme	
Variables indépendantes	Coefficients
F1	0.613989***
F2	0.014922
F3	-0.207140***
GOUV	2.666141
NX	-2.254416
Court terme	
Variables indépendantes	Coefficients
C	6.319308***
D(F1)	0.117406***
D(F2)	0.022015***
D(F3)	-0.019464
D(GOUV)	0.171301
ECM(-1)	-0.265583***
R ²	0.806024

R ² adj	0.770103
F stat	22.43850***

Source : Nos estimations à partir du logiciel *Eviews12*

*** Significativité des coefficients au seuil de 1 %.

À court terme, la « dynamique industrielle » (F1) et la « durabilité énergétique et environnementale » (F2) dans le cadre de la politique industrielle horizontale montrent un impact positif sur la croissance économique. Cela souligne l'importance des politiques industrielles favorisant la fabrication et l'exportation de produits pour dynamiser l'économie à court terme. Les investissements dans des technologies durables et écologiques semblent également offrir des bénéfices économiques rapides. En revanche, la composante « aide financière et infrastructurelle » (F3) a un impact négatif, mais non significatif, sur la croissance, suggérant des problèmes d'exécution ou des retards dans les projets. Le coefficient de gouvernance (GOUV) est positif, mais non significatif, indiquant que le renforcement de la gouvernance pourrait bénéficier à la croissance, bien que cet effet ne soit pas suffisamment fort dans le modèle.

À long terme, la composante « dynamique industrielle » (F1) joue un rôle positif significatif sur la croissance économique en RD du Congo, soulignant l'importance d'une politique industrielle dynamique qui favorise l'industrialisation et le développement du capital humain. À l'inverse, la composante « durabilité énergétique et environnementale » (F2) montre un impact positif non significatif, indiquant que la durabilité énergétique actuelle ne favorise pas directement la croissance, en raison de facteurs comme une transition énergétique lente et des investissements limités dans les technologies vertes.

Concernant la composante « soutien financier et infrastructurel » (F3), son impact est négatif et significatif, suggérant que le soutien actuel nuit à la croissance économique, en raison de l'inefficacité des investissements et de l'inadéquation des infrastructures avec les besoins économiques. Selon la Banque mondiale (2016), l'insuffisance des fonds publics pour l'infrastructure routière génère des coûts élevés et des contraintes pour les entreprises ; en 2013, 24,8 % des entreprises identifiaient les problèmes de transport comme un obstacle majeur. Malgré une augmentation du soutien financier de l'État, la situation reste inadaptée et la traçabilité des investissements devient de plus en plus complexe. Le financement des travaux d'entretien en RD du Congo devrait être assuré par le FONER, qui ne remplit pas actuellement sa mission. Bien que les ressources de ce fonds aient accru la contribution de l'État à l'entretien des infrastructures routières, elles ont souvent été utilisées pour des projets d'investissement ou

non allouées, entraînant un déficit d'entretien. Les transferts du FONER aux bénéficiaires sont mal tracés, avec des écarts significatifs entre les montants déclarés et ceux réellement reçus et dépensés par les entités concernées. Cela complique la transparence dans l'utilisation des fonds. En ce qui concerne la gouvernance, bien que le coefficient de gouvernance soit positif, il n'est pas significatif, indiquant que la gouvernance a un rôle crucial, mais son impact reste limité à cause de problèmes institutionnels, tels que la corruption et la gestion des ressources. La RD Congo est toujours classée parmi les pays les plus corrompus au monde et fait face à des défis en matière de sécurité, ce qui complique l'attraction des investissements et la création d'emplois. L'exportation nette a également un effet négatif non significatif sur l'économie, suggérant une dépendance aux ressources naturelles et une instabilité économique à long terme.

Les résultats soulignent l'inefficacité de la politique industrielle horizontale en RD du Congo. Cela suggère des défis dans leur mise en œuvre. La gouvernance est essentielle mais son influence reste marginale. L'économie de la RD du Congo a la capacité de se rétablir rapidement, malgré des obstacles structurels persistants.

Selon les résultats des tests de causalité de Toda-Yamamoto, on observe que la durabilité énergétique et environnementale (F2) ainsi que la gouvernance influencent la croissance économique, tandis que la croissance économique a également un effet sur F2. D'autres facteurs, incluant la dynamique industrielle et le soutien financier, ne montrent pas de causalité directe avec la croissance. En somme, on ne peut pas projeter une croissance économique en s'appuyant sur F1 (dynamique industrielle) et F3 (soutien financier et infrastructurel) dans ce contexte congolais.

IV. Discussion

IV.1. Synthèse des résultats au regard de la littérature

La discussion sur l'efficacité de la politique industrielle horizontale en RD du Congo met en lumière des résultats ambivalents. La dynamique industrielle semble avoir un impact positif sur la croissance économique, tant à court qu'à long terme, mais la durabilité énergétique, l'assistance financière et les infrastructures montrent des résultats mitigés. Ces observations illustrent les défis inhérents à la mise en œuvre de politiques industrielles dans un cadre institutionnel fragile.

Des recherches, comme celles de Mankayi, Ndung'u, & Nkhata (2021), appuient l'idée qu'un investissement industriel favorise de meilleures performances économiques en RD du Congo, marquant l'importance d'une base industrielle robuste pour le développement. Toutefois, les obstacles à la durabilité énergétique et financière sont soulignés par Makasi (2020), qui évoque

le manque d'infrastructures et de financements. De même, Tshibanda & Muteba (2021) notent une mauvaise orientation des financements. Les échecs des politiques dans les pays en développement, signalés par Rodrik (2008), relèvent souvent d'un ciblage inefficace et d'une coordination insuffisante entre les secteurs public et privé.

Page (2012) préconise d'adapter les politiques aux réalités locales, suggérant que l'inefficacité en RD du Congo pourrait découler d'un décalage entre les objectifs politiques et les contraintes spécifiques du pays. Bien que la gouvernance n'apparaisse pas significativement influente sur la croissance, comme l'indique Lumbala (2022), d'autres travaux soulignent son importance pour les réformes économiques. Enfin, des ajustements rapides vers l'équilibre révèlent une résilience de l'économie congolaise, suggérant ainsi qu'une dynamique positive pourrait atténuer les défis structurels.

IV.2. Implications pour la politique économique et recommandations

Cette étude met en évidence les effets variés de la politique industrielle horizontale congolaise, suggérant que la résilience économique à court terme pourrait symboliser une lueur d'espoir. Elle propose d'adopter un cadre de politique industrielle horizontal mieux structuré, en réponse aux insuffisances de l'actuel, en raison d'un environnement institutionnel instable. Renforcer les institutions industrielles est capital pour améliorer la gouvernance et la coordination des politiques. Cela nécessite des réformes visant à mettre en place des mécanismes institutionnels solides pour réaliser une transformation économique durable.

Pour transformer le paysage industriel, il est essentiel de définir clairement les responsabilités et partenariats entre ministères et agences. La création d'unités stratégiques intersectorielles pour la planification industrielle est recommandée. De plus, un cadre d'évaluation basé sur des résultats mesurables est nécessaire pour garantir la responsabilité et l'efficacité des politiques. Établir un environnement réglementaire stable est impératif pour attirer les investissements, minés par l'instabilité des règles économiques.

Un accent sur le renforcement de la résistance industrielle par l'investissement dans le capital humain et l'innovation est primordial. Les politiques d'investissement devraient se concentrer sur le développement des compétences et des technologies durables, avec des formations en partenariat avec le secteur privé. La création de soutiens pour les PME innovantes et des incubateurs régionaux est également bénéfique. Enfin, une stratégie industrielle régionale adaptée est essentielle, afin d'élaborer des écosystèmes productifs qui exploitent les ressources locales pour favoriser l'innovation et stimuler une croissance économique durable en R.D. Congo.

Conclusion

Cette étude a évalué l'efficacité de la politique industrielle horizontale en R.D. Congo sur la croissance économique, à travers un modèle FA-ARDL de données de 1990 à 2023. Les résultats montrent *une inefficacité* de la politique, même si certaines composantes, comme la dynamique industrielle, ont un impact significatif sur la croissance. En revanche, la durabilité énergétique, le soutien financier et les infrastructures ont des effets limités, reflétant des défis dans leur mise en œuvre. La gouvernance est un facteur important bien que son influence dans ce modèle soit faible. L'étude présente des limites méthodologiques, telles que la difficulté de quantifier le cadre institutionnel et un manque de données sectorielles détaillées qui entravent l'analyse précise des industries. Ces limites ouvrent la voie à des recherches futures plus approfondies.

Pour réinventer la politique industrielle horizontale, l'État doit passer d'un rôle d'arbitre à celui d'un stratège et investisseur. À court terme, il est crucial de rétablir les compétences institutionnelles et de créer une agence nationale de stratégie industrielle. À moyen terme, la création de zones économiques spéciales est recommandée pour organiser les écosystèmes industriels. À long terme, un modèle d'industrialisation écoresponsable doit être développé, promouvant l'innovation locale et la durabilité.

Références bibliographiques

- Acemoglu, D., & Robinson, J.-A. (2012). *Why Nations Fail: The Origins of Power, Prosperity, and Poverty*. Crown Publishing.
- Acemoglu, D., Johnson, S., & Robinson, J.-A. (2005). Institutions as a fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion, & S.-N. Durlauf, *Handbook of Economic Growth* (pp. Vol. 1A, 385–472). Elsevier.
- Aghion, P., & Hozitt, P. (1992, march). A model of growth through creative destruction. *Econometrica* vol.60, N°2, pp. 323-351.
- Aghion, P., Angeletos, G.-M., Banerjee, A., & Manova, K. (2005). Volatility and growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 52(3), pp. 1077–1106.
- Aghion, P., Dewatripont, M., Du, L., Harrison, A., & Legros, P. (2011). Industrial Policy and Competition. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(4), pp. 1–26.
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, 19(6), pp. 716–723.
- Awariadis, C., & Drawen, A. (1990, mai). Threshold externalities in economic development. *Quarterly Journal of Economics*, vol. 105, n° 2, pp. 501-526.
- Bahmani-Oskooee, M., & Ratha, A. (2007). The bilateral J-curve: Sweden versus her 17 major trading partners. *International Journal of Applied Economics*, 4(1), pp. 1–13.
- Bai, J., & Ng, S. (2002). Determining the Number of Factors in Approximate Factor Models. *Econometrica*, 70(1), pp. 191–221. doi:<https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273>
- Banque Mondiale. (2023). *Rapport économique sur la République Démocratique du Congo : Relancer l'industrie pour une croissance inclusive*. Washington, DC: World Bank Group.
- Barro, R.-J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 5, pp. 103-125.
- Barro, R.-J., & Lee, J.-W. (2013). A new data set of educational attainment in the world, 1950–2010. *Journal of Development Economics*, 104, pp. 184-198.
- Becker, G.-S., Murphy, K., & Tamura, R. (1990). Human capital fertility and economic growth. *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 5, pp. 512-537.
- Bernanke, B.-S., Boivin, J., & Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy: a factor augmented vector autoregressive (FBVBR) approach. *Quarterly Journal of Economics* 120, pp. 387 - 422.
- Berthélemy, J.-C., & Varoudakis, A. (1994). Intermédiation financière et croissance endogène. *Revue économique*, vol. 45, n° 3, pp. 737-750.

- Cattell, R.-B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2) , pp. 245–276.
- Chang, H.-J. (2002). *Kicking Away the Ladder: Development Strategy in Historical Perspective*. Anthem Press.
- Chudik, A., & Pesaran, M.-H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors . *Journal of Econometrics*, 188(2) , pp. 393–420 . doi: <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2015.03.007>
- Dickey, D.-A., & Fuller, W.-A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root . *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427–431.
- Evans, P. (2010). *Institutional change: Theory and empirical findings*. Princeton University Press.
- Global Witness. (2022). *RDC : La guerre des ressources et ses effets sur le développement industriel*. Retrieved from <https://www.globalwitness.org/fr/campaigns/democratic-republic-congo>
- Gordon, R.-J. (1990). *The measurement of durable goods prices*. . University of Chicago Press.
- Grossman, G.-M., & Helpman, E. (1991). Quality Ladders in the Theory of Growth. *Review of Economic Studies*, Vol. 58, n° 1 , pp. 43-61.
- Hair, J.-F., Black, W.-C., Babin, B.-J., & Anderson, R.-E. (2014). *Multivariate data analysis*. 7th ed. Pearson Education.
- Hannan, E.-J., & Quinn, B.-G. (1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B*, 41(2), pp. 190–195.
- Hardy, G. (1953). *L'économie congolaise*. Bruxelles: Institut Royal Colonial Belge.
- Hausmann, R., & Rodrik, D. (2003). Economic development as self-discovery. *Journal of Development Economics*, 72(2) , pp. 603–633. doi:[https://doi.org/10.1016/S0304-3878\(03\)00124-X](https://doi.org/10.1016/S0304-3878(03)00124-X)
- Hirschman, A.-O. (1958). *The Strategy of Economic Development*. Yale University Press.
- Hummels, D., & Klenow, P.-J. (2005). The variety and quality of a nation's exports. *American Economic Review*, 95(3) , pp. 704-723.
- Kaiser, H.-F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1) , pp. 31–36.
- Kouadio, M., & Mbuyi, P. (2021). Les défis institutionnels de la politique industrielle en RDC . *Revue Africaine de Développement*, 32(4) , pp. 45-62.

- Kwiatkowski, D., Phillips, P.-C.-B. S., & Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root . *Journal of Econometrics*, 54(1-3), pp. 159–178.
- Lin, J.-Y., & Monga, C. (2013). Industrial policy and growth. In J. Stiglitz, & J. Lin, *The Industrial Policy Revolution I* (pp. 19–38). Palgrave Macmillan.
- Lucas, R.-E. (1988). On the mechanisms of economic development . *Journal of Monetary Economics*, vol. 22, n° 1 , pp. 3-42.
- Lumbala, S. (2022). Financial support and industrial policy in the DRC: An analysis of effectiveness. *African Journal of Economic Policy*, 28(1), pp. 75–90.
- Makasi, J. (2020). Energy sustainability and economic growth in the Democratic Republic of Congo: An empirical analysis. *Journal of Energy Economics and Policy*, 10(2) , pp. 100–115.
- Mankayi, N., Ndung'u, M., & Nkhata, B. (2021). Industrialization and economic growth in Africa: Lessons from the DRC. *African Economic Review*, 33(4) , pp. 145–160.
- Mankiw, N.-G., Romer, D., & Weil, D.-N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), pp. 407-437.
- Ministère de l'Industrie (RDC). (2020). *Document de Politique et de Stratégie Industrielle 2019-2023*. Kinshasa.
- Mvula, A. (2024). Gouvernance économique et désarticulation des politiques industrielles en RDC : une analyse institutionnelle. *Cahiers du Centre d'Études Africaines*, 18(2) , pp. 89–112.
- Nazlioglu, S., Karul, C., & Ciner, C. (2016). Asymmetric dynamics in volatility spillovers: Evidence from emerging markets . *Emerging Markets Review*, 27, pp. 27–40.
- North, D.-C. (1990). *Institutions, Institutional change and economic performance*. Cambridge: Cambridge University Press.
- North, D.-C., Wallis, J. J., & Weingast, B.-R. (2009). *Violence and social orders: A conceptual framework for interpreting recorded human history*. Cambridge University Press.
- Ntaganda, J. (2021). La politique industrielle congolaise : entre ambitions et réalités institutionnelles. . *Revue Africaine des Politiques Publiques*, 7(1) , pp. 77–95.
- OECD . (2019). *OECD Economic Outlook, Volume 2019 Issue 2: The Future of Work*. OECD Publishing.
- Onounga, D., Etsiba, J., & Sah, R. (2023). Modélisation des effets des politiques économiques en Afrique centrale : application du modèle FAVAR. . *Revue d'Économie Appliquée*, 35(2), pp. 120–148.

- Page, J. (2012). Can Africa industrialize? . *Journal of African Economies*, 21(suppl_2), pp. 86–124 . doi: <https://doi.org/10.1093/jae/ejr045>
- Pesaran, M.-H., Shin, Y., & Smith, R.-J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships . *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), pp. 289–326 . doi:<https://doi.org/10.1002/jae.616>
- Porter, M.-E., & Van der Linde, C. (1995). Toward a new conception of the environment-competitiveness relationship. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4) , pp. 97–118.
- REN21 . (2018). *Renewables 2018 Global Status Report*. REN21 Secretariat.
- Rodrik, D. (2004). *Industrial policy for the twenty-first century*. CEPR Discussion Paper No. 4767.
- Rodrik, D. (2008). Industrial policy: Don't ask why, ask how. *Middle East Development Journal*, 1(1) , pp. 1–29.
- Rodrik, D. (2008). Normalizing industrial policy. Commission on Growth and Development. *Working Paper No. 3*. Retrieved from <https://drodrik.scholar.harvard.edu>
- Romer, P.-M. (1986). Increasing Returns and Long-run Growth . *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 5 , pp. 1002-1037 .
- Romer, P.-M. (1990). Endogenous Technological Change . *Journal of Political Economy*, vol. 98, n° 5 , pp. 71-102.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the dimension of a model . *The Annals of Statistics*, 6(2), pp. 461–464.
- Stern, N. (1991). The Determinants of Growth . *The Economic Journal*, n°101 , pp. 122-133.
- Stern, N. (2007). *The Economics of Climate Change: The Stern Review*. Cambridge University Press.
- Stock, J.-H., & Watson, M.-W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors . *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), pp. 1167–1179.
- Stock, J.-H., & Watson, M.-W. (2005). Implications of dynamic factor models for VAR analysis. *NBER Working Paper No. 11467*.
- Toda, H.-Y., & Yamamoto, T. (1995). Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, 66(1–2), pp. 225–250.
- Transparency International . (2023). *Corruption Perceptions Index 2023*. Retrieved from <https://www.transparency.org/en/cpi/2023>
- Tshibanda, J., & Muteba, A. (2021). Horizontal versus targeted industrial policies in Sub-Saharan Africa: Lessons from the DRC. *African Economic Review*, 33(4) , pp. 123–140.

Van der Linden, R. (1953). *L'industrie au Congo Belge*. Université Libre de Bruxelles: Bruxelles .

Williamson, O.-E. (2000). The new institutional economics: Taking stock, looking ahead. *Journal of Economic Literature*, 38(3), pp. 595–613. doi:<https://doi.org/10.1257/jel.38.3.595>

Annexes

Annexe 1 : Statistiques descriptives

	Mean	Std. Deviation	Analysis N
CH	1,615547891926	,1663697543319	34
CO2	,04227866	,011659223	34
ER	96,463489	1,3527824	34
EMPIND	8,51567587	,853083282	34
REGL	2,048431	,1369318	34
INDEXPOR	73,551908	82,6042072	34
IMPO	20,409961	9,6235399	34
LCP	12,3525091	,15967073	34
LSUBV	18,5723629	,59413039	34
LVAI	22,9567079	,56703184	34

Annexe 2 : Matrice des coefficients de corrélation linéaire

Correlation Matrix^a

	CH	CO2	ER	EMPIND	REGL	INDEXPO R	
Correlation	CH	1,000	-,498	,080	,786	,292	,865
	CO2	-,498	1,000	-,750	-,194	-,245	-,338
	ER	,080	-,750	1,000	-,351	-,065	-,160
	EMPIND	,786	-,194	-,351	1,000	,373	,924
	REGL	,292	-,245	-,065	,373	1,000	,443
	INDEXPO R	,865	-,338	-,160	,924	,443	1,000
	IMPO	,260	,124	-,322	,561	,247	,561
	LCP	-,103	-,040	,193	,059	,086	-,015
	LSUBV	,426	-,025	-,412	,534	,035	,391
	LVAI	,704	-,123	-,475	,967	,343	,882
	CH		,001	,327	,000	,047	,000
	CO2		,001	,000	,136	,081	,025
	ER		,327	,000	,021	,358	,183
	EMPIND		,000	,136	,021	,015	,000
	REGL		,047	,081	,358	,015	,004
Sig. (1-tailed)	INDEXPO R		,000	,025	,183	,000	,004
	IMPO		,068	,243	,032	,000	,080
	LCP		,280	,411	,138	,371	,315
	LSUBV		,006	,445	,008	,001	,422
	LVAI		,000	,244	,002	,000	,024

Correlation Matrix^a

	IMPO	LCP	LSUBV	LVAI	
Correlation	CH	,260	-,103	,426	,704
	CO2	,124	-,040	-,025	-,123
	ER	-,322	,193	-,412	-,475
	EMPIND	,561	,059	,534	,967
	REGL	,247	,086	,035	,343
	INDEXPOR	,561	-,015	,391	,882
	IMPO	1,000	,233	-,167	,531
	LCP	,233	1,000	-,291	-,070
	LSUBV	-,167	-,291	1,000	,609
	LVAI	,531	-,070	,609	1,000
Sig. (1-tailed)	CH	,068	,280	,006	,000
	CO2	,243	,411	,445	,244
	ER	,032	,138	,008	,002
	EMPIND	,000	,371	,001	,000
	REGL	,080	,315	,422	,024
	INDEXPOR	,000	,466	,011	,000
	IMPO		,092	,172	,001
	LCP	,092		,048	,348
	LSUBV	,172	,048		,000
	LVAI	,001	,348	,000	

a. Determinant = 2,226E-006

Annexe 3 : Indice KMO et Test de Bartlett

KMO and Bartlett's Test

Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy.		,599
Bartlett's Test of Sphericity	Approx. Chi-Square	375,271
	Df	45
	Sig.	,000

Tableau 4 : Qualité de représentation

Communalities

	Initial	Extraction
CH	1,000	,859
CO2	1,000	,926
ER	1,000	,959
EMPIND	1,000	,962
REGL	1,000	,327
INDEXPO	1,000	,947
R		
IMPO	1,000	,807
LCP	1,000	,547
LSUBV	1,000	,794
LVAI	1,000	,958

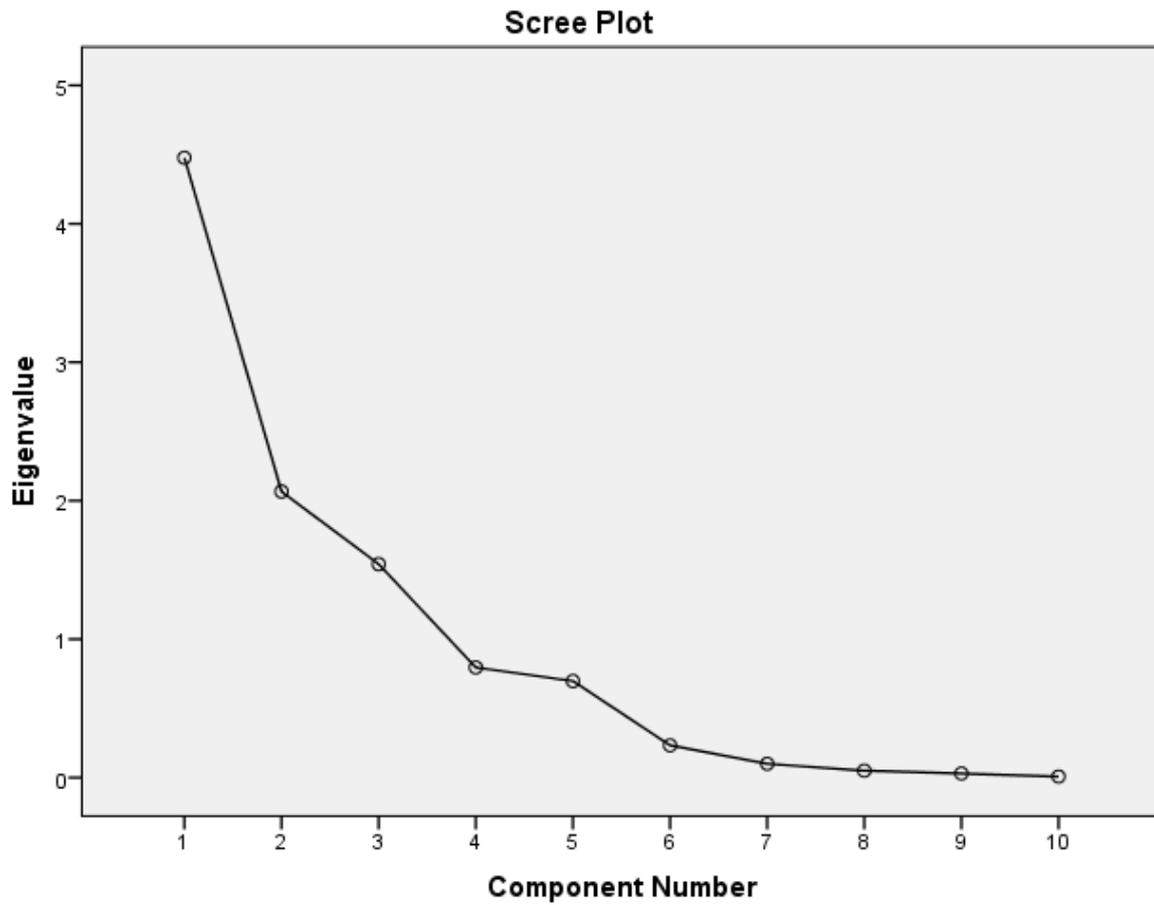
Annexe 5 : Variance totale expliquée

Total Variance Explained

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings	
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance
1	4,478	44,776	44,776	4,478	44,776
2	2,066	20,663	65,439	2,066	20,663
3	1,542	15,419	80,857	1,542	15,419
4	,796	7,960	88,818		
5	,697	6,975	95,792		
6	,233	2,330	98,122		
7	,100	1,000	99,122		
8	,050	,499	99,621		
9	,030	,298	99,919		
10	,008	,081	100,000		

Total Variance Explained

Component	Extraction Sums of Squared Loadings	Rotation Sums of Squared Loadings		
	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
1	44,776	4,430	44,300	44,300
2	65,439	2,051	20,507	64,807
3	80,857	1,605	16,051	80,857
4				
5				
6				
7				
8				
9				
10				



Annexe 6 : Matrice des composantes avant la rotation varimax
Component Matrix^a

	Component		
	1	2	3
EMPIND	,978		
LVAI	,963		
INDEX POR	,959		
CH	,831		
REGL			
ER		,922	
CO2		-,909	
LCP			,703
IMPO	,546		,690
LSUBV	,551		-,642

Annexe 7 : Matrice des composantes après rotation

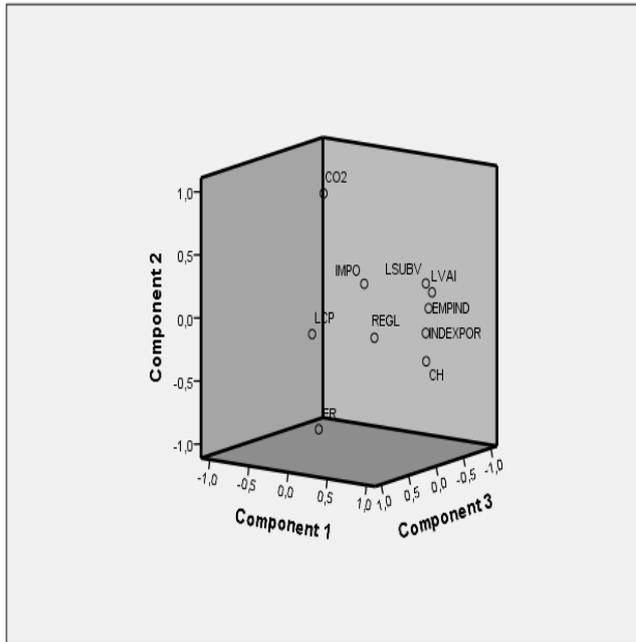
Rotated Component Matrix^a

	Component		
	1	2	3
EMPIND	,972		
INDEXPO	,971		
R			
LVAI	,936		
CH	,836		
IMPO	,592		,568
REGL	,500		
ER		-,926	
CO2		,912	
LSUBV			-,746
LCP			,735

Component Transformation Matrix

Component	1	2	3
1	,991	,067	-,115
2	,091	-,972	,216
3	,097	,225	,970

Component Plot in Rotated Space



Component Score Coefficient Matrix

	Component		
	1	2	3
CH	,187	-,185	-,111
CO2	-,082	,453	,035
ER	-,035	-,444	,081
EMPIND	,218	,042	,008
REGL	,128	-,056	,177
INDEXPOR	,223	-,049	,033
IMPO	,156	,192	,402
LCP	,044	-,005	,467
LSUBV	,069	,046	-,447
LVAI	,204	,090	-,062

Annexe 8. Test de stationnarité des variables

- Premier facteur ou première composante principale

Null Hypothesis: D(F1) has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.580393	0.0000
Test critical values: 1% level	-4.284580	
5% level	-3.562882	
10% level	-3.215267	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(F1,2)

Method: Least Squares

Date: 02/15/25 Time: 15:46

Sample (adjusted): 1993 2023

Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(F1(-1))	-2.377757	0.277115	-8.580393	0.0000
D(F1(-1),2)	0.680248	0.166012	4.097587	0.0003
C	-0.343598	0.093106	-3.690417	0.0010
@TREND("1990")	0.029573	0.005491	5.386169	0.0000
R-squared	0.812325	Mean dependent var	-0.001737	
Adjusted R-squared	0.791473	S.D. dependent var	0.447458	
S.E. of regression	0.204331	Akaike info criterion	-0.218242	

Sum squared resid	1.127276	Schwarz criterion	-0.033211
Log likelihood	7.382746	Hannan-Quinn criter.	-0.157926
F-statistic	38.95536	Durbin-Watson stat	2.070395
Prob(F-statistic)	0.000000		

- Deuxième facteur ou deuxième composante principale

Null Hypothesis: F2 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.011570	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.636901	
5% level	-1.951332	
10% level	-1.610747	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(F2)

Method: Least Squares

Date: 02/15/25 Time: 15:50

Sample (adjusted): 1991 2023

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F2(-1)	-0.487173	0.097210	-5.011570	0.0000
R-squared	0.422954	Mean dependent var	-0.125072	
Adjusted R-squared	0.422954	S.D. dependent var	0.733895	
S.E. of regression	0.557493	Akaike info criterion	1.699099	

Sum squared resid 9.945537 Schwarz criterion 1.744448
 Log likelihood -27.03514 Hannan-Quinn criter. 1.714358
 Durbin-Watson stat 1.198205

- Troisième facteur ou troisième composante principale

Null Hypothesis: D(F3) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.641346	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(F3,2)

Method: Least Squares

Date: 02/15/25 Time: 15:53

Sample (adjusted): 1992 2023

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(F3(-1))	-1.009748	0.178991	-5.641346	0.0000
R-squared	0.506143	Mean dependent var	-0.023133	
Adjusted R-squared	0.506143	S.D. dependent var	0.804043	
S.E. of regression	0.565041	Akaike info criterion	1.726916	

Sum squared resid 9.897423 Schwarz criterion 1.772720
 Log likelihood -26.63065 Hannan-Quinn criter. 1.742098
 Durbin-Watson stat 2.005591

- La croissance économique

Null Hypothesis: D(LPIB) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.972104	0.0479
Test critical values: 1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LPIB,2)

Method: Least Squares

Date: 05/13/25 Time: 16:39

Sample (adjusted): 1992 2023

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LPIB(-1))	-0.188380	0.095522	-1.972104	0.0576
R-squared	0.103858	Mean dependent var		0.003283
Adjusted R-squared	0.103858	S.D. dependent var		0.036028
S.E. of regression	0.034106	Akaike info criterion		-3.887935
Sum squared resid	0.036060	Schwarz criterion		-3.842131

Log likelihood 63.20697 Hannan-Quinn criter. -3.872753
Durbin-Watson stat 1.767377

- La gouvernance

Null Hypothesis: D(GOUV) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.843894	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.639210	
5% level	-1.951687	
10% level	-1.610579	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(GOUV,2)

Method: Least Squares

Date: 02/15/25 Time: 15:57

Sample (adjusted): 1992 2023

Included observations: 32 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(GOUV(-1))	-1.047698	0.179281	-5.843894	0.0000
R-squared	0.524173	Mean dependent var		0.000145
Adjusted R-squared	0.524173	S.D. dependent var		0.032941
S.E. of regression	0.022723	Akaike info criterion		-4.700125
Sum squared resid	0.016006	Schwarz criterion		-4.654321
Log likelihood	76.20200	Hannan-Quinn criter.		-4.684942

Durbin-Watson stat 1.893196

- Les exportations nettes

Null Hypothesis: D(NX) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=8)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.449785	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.641672	
5% level	-1.952066	
10% level	-1.610400	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(NX,2)

Method: Least Squares

Date: 02/15/25 Time: 16:00

Sample (adjusted): 1993 2023

Included observations: 31 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(NX(-1))	-1.300958	0.238717	-5.449785	0.0000
D(NX(-1),2)	0.379106	0.177543	2.135285	0.0413
R-squared	0.544396	Mean dependent var	-0.001204	
Adjusted R-squared	0.528686	S.D. dependent var	0.061884	
S.E. of regression	0.042485	Akaike info criterion	-3.416997	
Sum squared resid	0.052344	Schwarz criterion	-3.324481	
Log likelihood	54.96345	Hannan-Quinn criter.	-3.386839	

Durbin-Watson stat 1.972214

Annexe 9. Estimation du modèle proprement dit

Dependent Variable: LPIB

Method: ARDL

Date: 05/13/25 Time: 16:39

Sample: 1991 2023

Included observations: 33

Dependent lags: 1 (Automatic)

Automatic-lag linear regressors (1 max. lags): F1 F2 F3 GOUV NX

Deterministics: Unrestricted constant and no trend (Case 3)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Number of models evaluated: 32

Selected model: ARDL(1,1,1,1,1,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.*
LPIB(-1)	0.734417	0.095951	7.654057	0.0000
F1	0.117406	0.031006	3.786546	0.0010
F1(-1)	0.045659	0.034323	1.330266	0.1971
F2	0.022015	0.013189	1.669236	0.1092
F2(-1)	-0.018052	0.010905	-1.655418	0.1120
F3	-0.019464	0.013325	-1.460738	0.1582
F3(-1)	-0.035549	0.015026	-2.365825	0.0272
GOUV	0.171301	0.332341	0.515437	0.6114
GOUV(-1)	0.536780	0.324502	1.654166	0.1123
NX	-0.598734	0.219289	-2.730346	0.0122
C	6.319308	2.314115	2.730766	0.0122
R-squared	0.994991	Mean dependent var	24.00000	
Adjusted R-squared	0.992715	S.D. dependent var	0.376427	
S.E. of regression	0.032130	Akaike info criterion	-3.776851	

Sum squared resid	0.022711	Schwarz criterion	-3.278016
Log likelihood	73.31805	Hannan-Quinn criter.	-3.609008
F-statistic	437.0290	Durbin-Watson stat	1.588256
Prob(F-statistic)	0.000000		

*Note: p-values and any subsequent test results do not account for model

selection.

- Dynamique de court terme

Dependent Variable: D(LPIB)

Method: ARDL

Date: 05/13/25 Time: 16:39

Sample: 1991 2023

Included observations: 33

Dependent lags: 1 (Automatic)

Automatic-lag linear regressors (1 max. lags): F1 F2 F3 GOUV NX

Deterministics: Unrestricted constant and no trend (Case 3)

Model selection method: Akaike info criterion (AIC)

Number of models evaluated: 32

Selected model: ARDL(1,1,1,1,0)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
COINTEQ*	-0.265583	0.034446	-7.710042	0.0000
D(F1)	0.117406	0.020644	5.687252	0.0000
D(F2)	0.022015	0.007372	2.986460	0.0059
D(F3)	-0.019464	0.010297	-1.890293	0.0695
D(GOUV)	0.171301	0.235773	0.726552	0.4738
C	6.319308	0.817691	7.728235	0.0000
R-squared	0.806024	Mean dependent var	0.017999	
Adjusted R-squared	0.770103	S.D. dependent var	0.060489	

S.E. of regression	0.029003	Akaike info criterion	-4.079882
Sum squared resid	0.022711	Schwarz criterion	-3.807789
Log likelihood	73.31805	Hannan-Quinn criter.	-3.988331
F-statistic	22.43850	Durbin-Watson stat	1.588256
Prob(F-statistic)	0.000000		

* p-values are incompatible with t-Bounds distribution.

- Dynamique de long terme

Variable *	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
F1(-1)	0.613989	0.119645	5.131745	0.0000
F2(-1)	0.014922	0.050372	0.296233	0.7692
F3(-1)	-0.207140	0.070513	-2.937615	0.0066
GOUV(-1)	2.666141	1.896487	1.405831	0.1708
NX	-2.254416	1.146049	-1.967121	0.0591

Note: * Coefficients
derived from the
CEC regression.

- Test de cointégration aux bornes de Pesaran et al. (2001)

Null hypothesis: No levels relationship

Number of cointegrating variables: 5

Trend type: Unrest. constant (Case 3)

Sample size: 33

Test Statistic	Value
F-statistic	8.072744
t-statistic	-2.767888

	10%		5%		1%	
Sample Size	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
F-Statistic						
30	2.578	3.858	3.125	4.608	4.537	6.370
35	2.508	3.763	3.037	4.443	4.257	6.040
Asymptotic						
c	2.260	3.350	2.620	3.790	3.410	4.680
t-Statistic						
Asymptotic						
c	-2.570	-3.860	-2.860	-4.190	-3.430	-4.790

* I(0) and I(1) are respectively the stationary and non-stationary bounds.

Annexe 10. Tests économétriques

- Test d'autocorrélation

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

Null hypothesis: No serial correlation at up to 2 lags

F-statistic	0.955468	Prob. F(2,20)	0.4015
Obs*R-squared	2.878055	Prob. Chi-Square(2)	0.2372

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: ARDL

Date: 05/13/25 Time: 16:53

Sample (adjusted): 1991 2023

Included observations: 33 after adjustments

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LPIB(-1)	-0.019453	0.099392	-0.195722	0.8468
F1	-0.009809	0.033316	-0.294416	0.7715
F1(-1)	0.008886	0.036345	0.244481	0.8093
F2	0.002928	0.013664	0.214302	0.8325
F2(-1)	0.001726	0.011394	0.151469	0.8811
F3	-0.001379	0.014589	-0.094521	0.9256
F3(-1)	0.002276	0.016026	0.142019	0.8885
GOUV	0.010289	0.341522	0.030127	0.9763
GOUV(-1)	-0.141318	0.341475	-0.413844	0.6834
NX	0.090239	0.240834	0.374693	0.7118
C	0.481269	2.398793	0.200630	0.8430
RESID(-1)	0.326423	0.272580	1.197534	0.2451
RESID(-2)	-0.222420	0.258375	-0.860841	0.3995
R-squared	0.087214	Mean dependent var	-1.94E-15	
Adjusted R-squared	-0.460458	S.D. dependent var	0.026641	
S.E. of regression	0.032195	Akaike info criterion	-3.746893	
Sum squared resid	0.020731	Schwarz criterion	-3.157360	
Log likelihood	74.82373	Hannan-Quinn criter.	-3.548533	
F-statistic	0.159245	Durbin-Watson stat	1.862419	
Prob(F-statistic)	0.998900			

- Test d'hétéroscédasticité

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	2.212502	Prob. F(10,22)	0.0579
Obs*R-squared	16.54675	Prob. Chi-Square(10)	0.0850

Scaled explained SS 4.564215 Prob. Chi-Square(10) 0.9183

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 05/13/25 Time: 16:55

Sample (adjusted): 1991 2023

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.100976	0.047759	-2.114295	0.0461
LPIB(-1)	0.004329	0.001980	2.186113	0.0397
F1	-0.001374	0.000640	-2.147353	0.0430
F1(-1)	-0.000505	0.000708	-0.713269	0.4832
F2	0.000290	0.000272	1.066002	0.2980
F2(-1)	-0.000369	0.000225	-1.639461	0.1153
F3	0.000462	0.000275	1.681530	0.1068
F3(-1)	0.000108	0.000310	0.348611	0.7307
GOUV	-0.004975	0.006859	-0.725304	0.4759
GOUV(-1)	-0.012939	0.006697	-1.931967	0.0663
NX	0.005682	0.004526	1.255419	0.2225
R-squared	0.501417	Mean dependent var	0.000688	
Adjusted R-squared	0.274788	S.D. dependent var	0.000779	
S.E. of regression	0.000663	Akaike info criterion	-11.53810	
Sum squared resid	9.67E-06	Schwarz criterion	-11.03926	
Log likelihood	201.3786	Hannan-Quinn criter.	-11.37025	
F-statistic	2.212502	Durbin-Watson stat	2.128079	
Prob(F-statistic)	0.057947			

Heteroskedasticity Test: Glejser

Null hypothesis: Homoskedasticity

F-statistic	1.459275	Prob. F(10,22)	0.2201
Obs*R-squared	13.16000	Prob. Chi-Square(10)	0.2149
Scaled explained SS	6.924229	Prob. Chi-Square(10)	0.7326

Test Equation:

Dependent Variable: ARESID

Method: Least Squares

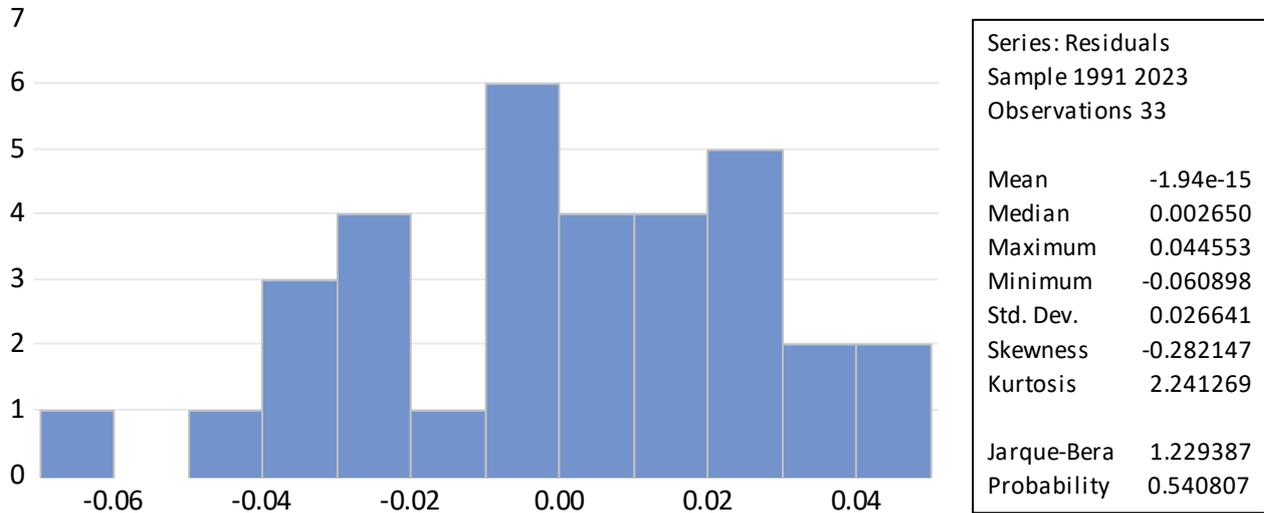
Date: 05/13/25 Time: 16:56

Sample (adjusted): 1991 2023

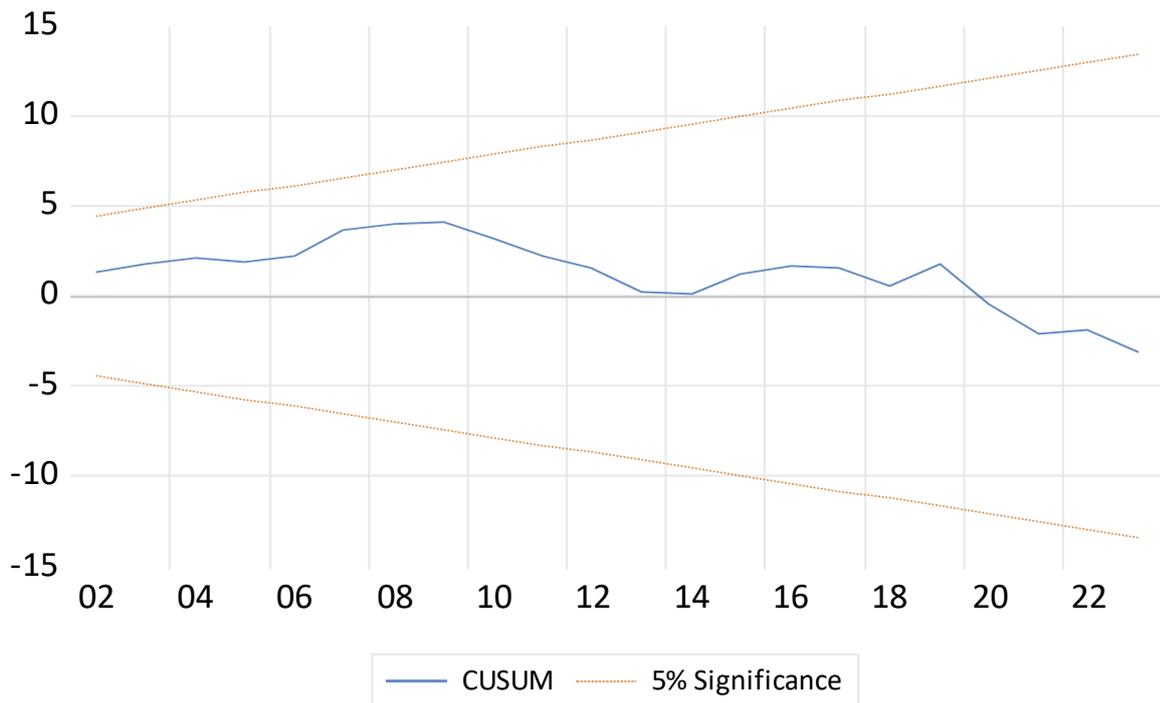
Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1.659792	0.960910	-1.727313	0.0981
LPIB(-1)	0.071493	0.039843	1.794393	0.0865
F1	-0.019862	0.012875	-1.542666	0.1372
F1(-1)	-0.011132	0.014252	-0.781036	0.4431
F2	0.003129	0.005477	0.571354	0.5736
F2(-1)	-0.006922	0.004528	-1.528695	0.1406
F3	0.008733	0.005533	1.578258	0.1288
F3(-1)	0.001403	0.006239	0.224890	0.8241
GOUV	-0.137291	0.138001	-0.994858	0.3306
GOUV(-1)	-0.141538	0.134746	-1.050409	0.3049
NX	0.107609	0.091057	1.181771	0.2499
R-squared	0.398788	Mean dependent var	0.022155	
Adjusted R-squared	0.125510	S.D. dependent var	0.014267	
S.E. of regression	0.013342	Akaike info criterion	-5.534655	
Sum squared resid	0.003916	Schwarz criterion	-5.035819	
Log likelihood	102.3218	Hannan-Quinn criter.	-5.366812	
F-statistic	1.459275	Durbin-Watson stat	2.316590	
Prob(F-statistic)	0.220106			

- Test de normalité des résidus



- Test de stabilité ponctuelle



- **Test de stabilité structurelle**

