REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2026, Vol. 11, N°1

Association Internationale
des Economistes de Langue Française

avec la collaboration de

UNIVERSITÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET DE GESTION DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań

UNIVERSIDAD BERNARDO O'HIGGINS

L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2026, Vol. 11, N°1

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, Professeur (R.I.P.) †
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Małgorzata Magdalena HYBKA, Pologne
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali
Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, Professeur (R.I.P.) †
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Abdou THIAO, Sénégal
Piotr TRĄPCZYŃSKI, Pologne
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Juliana VASSILEVA, Bulgarie
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright 2026 by the Authors

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0
https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.fr



ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof Malaga) 5

Katarzyna FILIPOWICZ, Tomasz TOKARSKI
Armement, accumulation de capital et croissance économique (analyse basée sur un modèle de croissance multiproduits) 11

Samia AL KAAKOUR
L'intelligence artificielle et secteur des services dans les pays de l'OCDE 43

Kossi AYENAGBO
Ouverture commerciale, gouvernance et productivité industrielle dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) 69

Arnaud G. M. DEDEHOUANOU
Effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans l' UEMOA 93

Moustapha ALADJI
Relâcher le trilemme territorial : La responsabilité territoriale des entreprises comme levier de capabilités dans les régions ultrapériphériques 121

Helena GASPARS-WIELOCH, Kacper ZIELAK
Comment effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable – cas de la Pologne 149

Jean-Philippe NASHA BOLINGO, Man David KIALA T'SINDA
Qualité des dépenses publiques en République Démocratique du Congo : Construction d'un indice composite de résultats, mesure d'efficience par frontières stochastiques et analyse d'équité infranationale (2020–2025) 171

Mamaye THIONGANE
Protégées par le savoir et autonomisées par le travail ? : Éducation, emploi et exposition à la violence conjugale au Sénégal 193

AVANT-PROPOS

C'est avec un réel plaisir que nous présentons à nos lecteurs le numéro 1/2026 de la RIELF. Il contient huit articles rédigés par 11 auteurs issus de 8 pays : Bénin, Chili, France, Liban, Pologne, République Démocratique du Congo, Sénégal et Togo.

Katarzyna FILIPOWICZ et Tomasz TOKARSKI dans l'article *Armement, accumulation de capital et croissance économique (analyse basée sur un modèle de croissance multiproduits)* vise à analyser l'allocation optimale des facteurs de production entre les secteurs de production de biens et services de consommation, d'investissement et militaires, dans le cadre des modèles néoclassiques de croissance économique axés sur l'offre, et à identifier les principes fondamentaux de l'accumulation du capital et des armements. Le modèle proposé combine le modèle de croissance à deux secteurs d'Uzawa, le modèle multicapital de Nonneman–Vanhoudt et l'approche intégrant le secteur militaire proposée par Filipowicz et al. (2025). Il suppose que l'économie produit un nombre fini de biens et services de consommation, d'investissement et militaires. Les processus de production de ces biens et services sont décrits par des fonctions de production Cobb–Douglas étendues. La stabilité asymptotique de l'état stationnaire non trivial du modèle de croissance étudié peut être démontrée à l'aide de la fonction de Lyapunov ou de la théorie de Grobman–Hartman. L'allocation optimale est déterminée par la maximisation conditionnelle de la fonction d'utilité sociale, définie comme la moyenne géométrique pondérée de la consommation et de la production militaire à long terme par travailleur. Cet article établit des formules pour les parts optimales des facteurs de production allouées à chacun des trois secteurs de l'économie, exprimées en fonction des élasticités des fonctions de production sectorielles et de l'élasticité σ de la fonction d'utilité sociale. Il est démontré qu'une augmentation de la part des facteurs engagés Armement, accumulation de capital et croissance économiquedans le secteur de l'investissement entraîne une hausse de la production à long terme dans les trois secteurs, tandis que les transferts de facteurs vers les secteurs de la consommation ou de la défense génèrent des effets d'éviction similaires à ceux observés dans le modèle IS-LM de Hicks. Dans les cas limites, lorsque $\sigma \to 0^+$ (priorité absolue à la sécurité), la production du secteur civil tend vers zéro ; en revanche, lorsque $\sigma \to 1^-$ (priorité absolue au bien-être), le secteur

militaire est complètement anéanti. La contribution des auteurs réside *dans* la généralisation du modèle à deux secteurs d'Uzawa aux cas multiproduits, son intégration à l'approche multicapitale de Nonneman–Vanhoudt et l'inclusion formelle du secteur militaire (rarement analysé dans la théorie dominante de la croissance économique). Le modèle permet une quantification précise du dilemme « beurre ou armes » et fournit des règles d'or pour l'accumulation et l'armement, applicables à des économies aux préférences géopolitiques diverses.

Samia AL KAAKOUR dans l'article *L'intelligence artificielle et secteur des services dans les pays de l'OCDE* constate que l'émergence de l'intelligence artificielle a profondément transformé le marché du travail, en particulier dans le secteur des services, où de nombreuses professions ont été redéfinies ou supprimées. Ce secteur se caractérise désormais par une concentration croissante de métiers nécessitant des compétences en intelligence artificielle. Cet article vise à analyser l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE). Cet article utilise la méthode des moments généralisés (GMM), en utilisant des données secondaires annuelles couvrant la période 2012–2024, dans 36 pays de l'OCDE, à l'aide du logiciel STATA 17.0. Les résultats indiquent un remplacement des emplois dans le secteur des services, où le résultat du modèle GMM montre que l'emploi dans le secteur des services diminue de 4,8% pour chaque point de l'indice d'adoption de l'IA. Par conséquent, il est essentiel de combler l'écart intersectoriel afin d'assurer une transition harmonieuse sur le marché du travail. Ce constat suggère un déplacement des emplois entre les professions et les secteurs. Cette étude propose une mesure inédite de l'IA construite à l'aide d'une analyse en composantes principales (ACP) à partir des brevets déposés par les résidents et les non-résidents dans les pays de l'OCDE. Les résultats révèlent un impact négatif de l'IA sur l'emploi dans le secteur des services, soulignant la nécessité de repenser les politiques du marché du travail et de mettre en œuvre des stratégies ciblées de perfectionnement et de reconversion des compétences afin d'aider les travailleurs du secteur des services à s'adapter aux tendances émergentes de l'emploi.

Kossi AYENAGBO dans l'article *Ouverture commerciale, gouvernance et productivité industrielle dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)* affirme que les stratégies de développement tournées vers l'intérieur peuvent conduire à la marginalisation et à une croissance lente, en particulier pour les petits marchés domestiques africains. Cependant, lorsque des économies faibles tentent de participer à l'économie mondiale, des études menées en Asie du Sud-Est montrent qu'elles se heurtent à des difficultés considérables. Par conséquent, cet article analyse les effets de l'ouverture commerciale, de la gouvernance sur le développement industriel dans

les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine. Toutefois, en raison de la disponibilité des données, l'étude a porté sur sept pays au cours de la période 1996–2018. La méthode de la Moyenne de groupe Agrégée a été appliquée pour obtenir des résultats. Les résultats de l'analyse ont montré qu'à long terme, l'ouverture commerciale n'a pas bénéficié au développement du secteur industriel dans tous les pays étudiés. Cependant, à court terme, les résultats ont révélé les spécificités de chaque pays. Ces résultats à court terme ont montré que l'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur les valeurs ajoutées de l'industrie, observées dans des pays comme le Burkina Faso, le Niger et le Togo. Les résultats montrent que l'efficacité gouvernementale impacte négativement le développement du secteur industriel à long terme pour l'ensemble des pays étudiés. Par ailleurs, l'indicateur captant le degré de liberté de corruption, impacte positivement le développement du secteur industriel que à court ou à long terme. Par conséquent, l'engagement actif avec les forces de la mondialisation nécessite des approches stratégiques dans leur intégration dans les pays en développement.

Arnaud G. M. DEDEHOUANOU dans l'article *Effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans l'UEMOA* analyse l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA. L'approche méthodologique adoptée repose sur une analyse d'intégration et de cointégration en données de panel, permettant d'examiner les relations de long terme entre décentralisation financière et déficit budgétaire. Les estimations ont été réalisées à l'aide des méthodes des moindres carrés entièrement modifiés (FMOLS) et des doubles moindres carrés ordinaires (DOLS). Ces techniques sont particulièrement adaptées aux panels cointégrés, car elles corrigent les problèmes d'endogénéité, d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité qui peuvent affecter les estimateurs des moindres carrés classiques. L'étude couvre un échantillon de huit pays de l'UEMOA sur la période 2003–2022, ce qui permet de tenir compte à la fois des spécificités nationales et des tendances régionales dans l'analyse des effets de la décentralisation sur le déficit budgétaire. Les résultats indiquent que la décentralisation financière des recettes augmente le déficit budgétaire dans l'ensemble des pays étudiés, tandis que la décentralisation des dépenses contribue à le réduire. En outre, l'interaction entre la décentralisation financière et certains facteurs institutionnels, tels que la corruption et la stabilité politique, tend à accroître le déficit budgétaire dans la région. Cependant, cet effet est atténué en présence d'élections locales, suggérant que le contexte électoral modère l'effet de la décentralisation sur la discipline budgétaire. Cette étude se distingue par l'analyse du rôle des institutions politiques et de la gouvernance dans l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire. Elle comble une lacune dans la littérature empirique sur les pays de l'UEMOA, où les effets

des Collectivités Locales sur la discipline budgétaire ont été peu étudiés. En adoptant l'approche méthodologique de Neyapti (2010), la recherche évalue comment la décentralisation financière peut favoriser une gestion rigoureuse des finances publiques et contribuer à la réduction des déficits, offrant ainsi une contribution originale et empirique à la compréhension de la gouvernance locale et de la stabilité budgétaire.

Moustapha ALADJI dans l'article *Relâcher le trilemme territorial : La responsabilité territoriale des entreprises comme levier de capabilités dans les régions ultrapériphériques* – reconceptualise la responsabilité territoriale des entreprises (RTE) comme un mécanisme de conversion produisant des capabilités territoriales collectives, afin de fournir l'opérateur agentif qui manque aux théories de la résilience régionale et des capabilités collectives, dans le contexte des économies ultrapériphériques. Recherche conceptuelle procédant par combinaison abductive systématique de l'encastrement polanyien, de l'économie de la proximité, de la théorie des communs et de l'approche par les capabilités. Le modèle relie quatre formes situées de RTE à quatre mécanismes transformateurs et cinq capabilités et en dérive cinq propositions falsifiables. Il est complété par un volet empirique exploratoire : une architecture reproductible d'un indice de RTE, une quasi-expérience adossée au cyclone Chido et un suivi de processus portant sur la Martinique, la Guyane et Mayotte. La RTE opère comme un mécanisme de réencastrement convertissant ressources locales, proximités et coopérations en capabilités productive, organisationnelle, institutionnelle, écologique et résiliente ; leur combinaison est super-additive par complémentarité (supermodularité). Une transposition bornée d'un trilemme de ressources situe la RTE comme le levier relâchant la contrainte intégration externe / convergence sociale / autonomie productive. L'article transforme la RTE d'une typologie descriptive en un mécanisme causal micro-fondé, doté d'une micro-fondation émergentiste qui écarte la réification du territoire, d'une grammaire falsifiable et d'une architecture de mesure reproductible pour les six RUP françaises.

Helena GASPARS-WIELOCH et Kacper ZIELAK dans l'article *Comment effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable – cas de la Pologne* montrent comment peut-on effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable et comment leur classement peut être crée. Pour illustrer l'approche proposée, le cas des voïvodies de Pologne a été choisi. L'analyse comprend quatre domaines: social, économique, environnemental et institutionnel-politique. Chaque domaine est caracterisé par cinq critères. Le classement est géneré à l'aide de TOPSIS qui constitue une méthode utilisée dans le cadre de l'analyse multicritère. Les résultats de l'analyse sont présentés à base de cartogrammes. L'étude effectuée fournit de nombreuses conclusions intéressantes :

générales concernant la méthode, ainsi que particulières pour la Pologne. Selon l'une d'elles, contrairement à ce qu'on suppose souvent, la partie Ouest de la Pologne n'est pas du tout meilleure que la partie Est de ce pays. En general la croissance durable est examinée dans le cadre de trois aspects: social, économique et environnemental. Cependant l'analyse suivante comprend quatre aspects, car elle prend aussi en compte le domaine institutionnel politique qui apporte un soutien important aux autres domaines.

Jean-Philippe NASHA BOLINGO et Man David KIALA T'SINDA dans l'article *Qualité des dépenses publiques en République Démocratique du Congo : Construction d'un indice composite de résultats, mesure d'efficience par frontières stochastiques et analyse d'équité infranationale (2020–2025)* évaluent la qualité des dépenses publiques en République Démocratique du Congo (RDC) sur 2020–2025, en combinant un indicateur composite de résultats, une mesure d'efficience par frontière stochastique et une analyse d'équité infranationale. Un Budget Quality Index (BQI) a été construit à partir d'indicateurs sectoriels agrégés par Analyse en Composantes Principales. L'efficience technique a été estimée par une frontière stochastique de type GTRE (Generalised True Random Effects) sur un panel de 14 pays d'Afrique subsaharienne. La structure économique des transferts a été examinée pour les 26 provinces. Les données nationales couvrent 2020–2025 ; les données provinciales s'arrêtent au 31 décembre 2024. Le BQI de la RDC passe de 33,0/100 en 2020 à 43,6/100 en 2025, bien en deçà de la moyenne du panel (55/100). L'efficience technique totale s'établit à 0,625 contre 0,743 pour la moyenne du panel. L'inefficience estimée est dominée par sa composante persistante ; la composante variante n'est pas identifiée dans une ré-estimation de contrôle et le classement des pays dépend de la spécification (section 4). À l'échelle provinciale, 8 provinces sur 26 consacrent plus de 80% de leurs transferts à la rémunération. L'article applique conjointement à la RDC un BQI multidimensionnel, une estimation GTRE distinguant inefficience persistante et variante, et une analyse descriptive des transferts provinciaux. Aucune de ces méthodes n'est nouvelle ; leur combinaison reste peu documentée pour le cas congolais.

Mamaye THIONGANE dans l'article *Protégées par le savoir et autonomisées par le travail? Éducation, emploi et exposition à la violence conjugale au Sénégal* examine le rôle potentiel de l'éducation et de l'emploi dans la prévention de la violence conjugale au Sénégal. Au-delà des facteurs socioéconomiques, ce papier analyse le rôle des différences d'éducation et d'emploi dans l'explication de la violence conjugale. À partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 2019, une régression logistique a été utilisée. Les résultats montrent que le niveau d'éducation et la profession des femmes constituent des facteurs de protection contre la violence conjugale. De plus, le risque de subir des

violences psychologiques, physiques ou sexuelles diminue lorsque les femmes ont un niveau d'éducation supérieur à celui de leur mari ou lorsqu'elles sont occupées. Ces résultats soulignent l'importance des politiques visant à renforcer le capital humain par le biais de l'éducation et d'initiatives actives sur le marché du travail afin de réduire la violence conjugale.

Krzysztof Malaga

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4125

Armement, accumulation de capital et croissance économique (analyse basée sur un modèle de croissance multiproduits)

Armament, capital accumulation, and economic growth (analysis based on a multi-product growth model)

Katarzyna FILIPOWICZ

Université Jagellonne[1], Cracovie, Pologne
Département d'économie mathématique
k.filipowicz@uj.edu.pl
https://orcid.org/0000-0003-2131-0414

Tomasz TOKARSKI

Université Jagellonne[2], Cracovie, Pologne
Département d'économie mathématique
t.tokarski@uj.edu.pl
https://orcid.org/0000-0002-9551-0892

Abstract

Purpose: The article aims to analyse the optimal allocation of production factors between sectors producing consumer, investment and military goods and services within the framework of supply-side, neoclassical models of economic growth and to find the golden rules of capital accumulation and armaments.

Design/methodology/approach: The proposed model is a compilation of Uzawa's two-sector growth model, Nonneman–Vanhoudt's multi-capital model, and the military-inclusive approach proposed by Filipowicz et al. (2025). The model assumes that the economy produces a finite number of consumers, investment, and military goods and services. The production processes of these goods and services are described by extended Cobb–Douglas production functions. The asymptotic stability of the nontrivial steady state of the examined growth model can be demonstrated using the Lyapunov function or the Grobman–Hartman theorem. Optimal allocation is determined by conditional

[1] Uniwersytet Jagielloński, ul. Gołębia 24, 31-007 Kraków.
[2] Uniwersytet Jagielloński, ul. Gołębia 24, 31-007 Kraków.

maximisation of the social utility function, defined as the weighted geometric mean of long-run consumption and long-run military production per worker.

Findings: This article derives formulas for the golden rule shares of factor inputs allocated to each of the three sectors of the economy, expressed in terms of the elasticities of the sectoral production functions and the elasticity σ of the social utility function. It is shown that an increase in the share of factors engaged in the investment sector leads to an increase in long-run production in all three sectors, while shifts of factors to the consumer or military sectors generate crowding-out effects similar to those found in the IS-LM Hicks model. In borderline cases, when $\sigma \to 0^{+}$ (absolute security priority) civilian sector production approaches zero ; however, when $\sigma \to 1^{-}$ (absolute welfare priority) The military sector is completely extinguished.

Originality/value: The authors' own contribution is the generalisation of Uzawa's two-sector model to the multi-product case, its integration with the multi-capital Nonneman–Vanhoudt approach, and the formal inclusion of the military sector (rarely analysed in mainstream economic growth theory). The model allows for a precise quantification of the „butter or guns" dilemma and provides golden rules for accumulation and armament that can be applied to economies with diverse geopolitical preferences.

Keywords: neoclassical growth models, Uzawa model, Nonneman–Vanhoudt model, military spending, Phelps' golden rule, optimal allocation of production factors, butter or guns dilemma.

Résumé

Objectif : Cet article vise à analyser l'allocation optimale des facteurs de production entre les secteurs de production de biens et services de consommation, d'investissement et militaires, dans le cadre des modèles néoclassiques de croissance économique axés sur l'offre, et à identifier les principes fondamentaux de l'accumulation du capital et des armements.

Méthodologie : Le modèle proposé combine le modèle de croissance à deux secteurs d'Uzawa, le modèle multicapital de Nonneman–Vanhoudt et l'approche intégrant le secteur militaire proposée par Filipowicz et al. (2025). Il suppose que l'économie produit un nombre fini de biens et services de consommation, d'investissement et militaires. Les processus de production de ces biens et services sont décrits par des fonctions de production Cobb–Douglas étendues. La stabilité asymptotique de l'état stationnaire non trivial du modèle de croissance étudié peut être démontrée à l'aide de la fonction de Lyapunov ou de la théorie de Grobman–Hartman. L'allocation optimale est déterminée par la maximisation conditionnelle de la fonction d'utilité sociale, définie comme la moyenne géométrique pondérée de la consommation et de la production militaire à long terme par travailleur.

Résultats : Cet article établit des formules pour les parts optimales des facteurs de production allouées à chacun des trois secteurs de l'économie, exprimées en fonction des élasticités des fonctions de production sectorielles et de l'élasticité σ de la fonction d'utilité sociale. Il est démontré qu'une augmentation de la part des facteurs engagés

dans le secteur de l'investissement entraîne une hausse de la production à long terme dans les trois secteurs, tandis que les transferts de facteurs vers les secteurs de la consommation ou de la défense génèrent des effets d'éviction similaires à ceux observés dans le modèle IS-LM de Hicks. Dans les cas limites, lorsque $\sigma \to 0^+$ (priorité absolue à la sécurité), la production du secteur civil tend vers zéro ; en revanche, lorsque $\sigma \to 1^-$ (priorité absolue au bien-être), le secteur militaire est complètement anéanti.

Originalité/Valeurs : La contribution des auteurs réside dans la généralisation du modèle à deux secteurs d'Uzawa aux cas multiproduits, son intégration à l'approche multicapitale de Nonneman–Vanhoudt et l'inclusion formelle du secteur militaire (rarement analysé dans la théorie dominante de la croissance économique). Le modèle permet une quantification précise du dilemme « beurre ou armes » et fournit des règles d'or pour l'accumulation et l'armement, applicables à des économies aux préférences géopolitiques diverses.

Mots-clés : modèles de croissance néoclassiques, modèle d'Uzawa, modèle de Nonneman–Vanhoudt, dépenses militaires, règle d'or de Phelps, allocation optimale des facteurs de production, dilemme « beurre ou armes ».

JEL classification : O41, H56, E22, C62.

Introduction

L'analyse de l'impact des dépenses militaires sur l'économie s'articule traditionnellement autour de mécanismes opposés. À court terme, les approches keynésiennes mettent en avant des effets multiplicateurs potentiels en présence de capacités de production inutilisées. À long terme, cependant, le modèle IS-LM de Hicks (1937) met en lumière un effet d'éviction sur l'investissement privé et la consommation, ralentissant l'accumulation du capital et la croissance du PIB potentiel. Bien que l'expansion militaire puisse induire des chocs technologiques positifs par des transferts d'innovation vers le secteur civil, cet effet d'offre ne se vérifie que si la défense s'appuie sur une production nationale plutôt que sur des importations d'armements.

La réapparition récente de menaces géopolitiques majeures en Europe, notamment l'impérialisme russe pesant sur le bassin oriental de la mer Baltique et la Roumanie, réactualise de manière cruciale le dilemme classique entre « le beurre ou les armes ». Alors que des pays éloignés des conflits comme l'Italie ou ceux de la péninsule Ibérique tendent à stabiliser leurs budgets de défense, les nations de première ligne font face à une nécessité impérieuse et socialement acceptée d'augmenter ces dépenses, malgré les coûts d'opportunité immédiats sur la consommation civile. Dès lors, définir formellement les critères d'une allocation optimale des ressources limitées (capital ou travail)

entre les sphères civile et militaire devient un enjeu académique ou politique majeur.

L'objectif de cet article est d'analyser les fondements théoriques de l'allocation optimale des facteurs de production entre les secteurs de la consommation, de l'investissement et de la défense, dans le cadre de modèles néoclassiques axés sur l'offre. Notre contribution originale consiste à synthétiser le modèle de croissance à deux secteurs d'Uzawa (1961, 1963) et l'approche multicapital de Nonneman–Vanhoudt (1996), tout en intégrant de manière formalisée le secteur de la défense, souvent marginalisé dans la théorie dominante de la croissance. En introduisant une fonction d'utilité sociale pondérant bien-être et sécurité, nous établissons des « règles d'or » analytiques pour l'accumulation et le réarmement, capables de quantifier rigoureusement ce dilemme selon les préférences géopolitiques de chaque économie.

Cet article est composé des sections suivantes : la première section présente une revue critique de la littérature théorique et empirique. La deuxième section expose les hypothèses sous-jacentes et la formalisation de notre modèle d'équilibre. La troisième section est consacrée à la dérivation analytique des règles d'or et à la discussion de leurs propriétés économiques face aux variations des élasticités sectorielles. Enfin, la conclusion synthétise les principaux résultats obtenus.

1. Revue de la littérature

La littérature sur le sujet ne fait pas encore consensus quant à l'impact des dépenses militaires sur la croissance économique. Le point de départ de nombreuses analyses contemporaines reste la vérification de l'hypothèse de Benoît, qui, dans les années 1970, postulait une corrélation positive entre les dépenses militaires et le taux de croissance économique des pays en développement (Benoît, 1973, 1978). La méta-analyse d'Alptekin et Levine (2012), portant sur 32 études empiriques et 169 estimations, a apporté un certain soutien à ces hypothèses, indiquant un impact positif des dépenses militaires, principalement dans les pays développés. Par ailleurs, l'hypothèse d'Alptekin et Levine d'une corrélation négative entre les dépenses militaires et la croissance économique n'a pas été confirmée, ni pour les pays les moins développés, ni globalement (Alptekin & Levine, 2012). Par contre, des conclusions peuvent être tirées des travaux de Dunne et Tian (2013, 2015), qui, s'appuyant sur une analyse de 170 publications, concluent que les études récentes apportent des arguments de plus en plus solides en faveur d'un impact négatif des dépenses militaires

sur la croissance économique. Ceci pourrait être lié au développement des méthodes économétriques et à l'amélioration de la qualité des données empiriques (Dunne & Tian, 2013). Dans leurs travaux ultérieurs, Dunne et Tian (2015), à partir de données empiriques portant sur 106 pays entre 1988 et 2010, analysent l'impact des dépenses militaires sur la croissance économique, en tenant compte de l'hétérogénéité potentielle des groupes due aux différences de niveaux de revenus, à l'expérience des conflits, à l'abondance des ressources naturelles, à l'ouverture de l'économie et à l'aide étrangère reçue. L'estimation des paramètres de l'équation pour l'ensemble de l'échantillon a confirmé leurs conclusions précédentes: le poids des dépenses militaires affecte négativement la croissance économique à court et à long terme. Les résultats des estimations pour les groupes individuels se sont avérés cohérents avec les résultats pour l'ensemble du panel, ce qui, selon les auteurs, apporte un soutien important à l'hypothèse concernant l'impact négatif des dépenses militaires sur la croissance économique (Dunne & Tian, 2015).

Les analyses récentes de la relation entre les dépenses militaires et la croissance économique délaissent les études corrélationnelles simplistes au profit de modèles économétriques et macroéconomiques dynamiques plus avancés. Leur cadre théorique repose sur la dichotomie entre les mécanismes de l'offre et ceux de la demande concernant l'impact des dépenses militaires sur la croissance économique. Dans le cadre de l'approche par l'offre, les chercheurs se réfèrent le plus souvent au modèle de croissance de Feder–Ram (Feder, 1982 ; Ram, 1986), qui constitue une référence pour de nombreuses études empiriques contemporaines (par exemple, Dunne et al., 2005 ; Kurt, 2015). Ce modèle analyse le fonctionnement de deux secteurs de l'économie : les secteurs civil et militaire. Les volumes de production (C et M) de ces secteurs sont décrits par des fonctions de production néoclassiques.

$$C = C(M, K_c, L_c) \wedge M = M(K_m, L_m),$$

où K_c, K_m signifie les dépenses d'investissement dans les secteurs suivants, L_c, L_m – charge de travail. Le volume total de production de l'économie s'écrit alors comme suit : $Y = C + M$. De la fonction de production dans le secteur civil $C = C(M, K_c, L_c)$, Il s'ensuit que le modèle Feder–Ram suppose que ce secteur bénéficie d'externalités (par exemple, par l'absorption de nouvelles technologies) résultant de l'expansion du secteur militaire. De plus, le modèle Feder–Ram suppose que :

$$\frac{M_L}{C_L} = \frac{M_K}{C_K} = 1 + \mu, \text{ où } M_L, M_K\,[C_L, C_K]$$

désigne (respectivement) la productivité marginale du travail et la productivité marginale du capital dans le secteur militaire [civil] de l'économie, et $\mu > 0$. En conclusion, dans le modèle présenté ici, le secteur militaire se caractérise par des productivités marginales plus élevées pour chaque facteur de production que le secteur civil. À partir des hypothèses précédentes, nous obtenons l'équation du taux de croissance du produit. $\frac{\dot{Y}}{Y}$ donnée par la formule (d'après Dunne et al., 2005) :

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{C_L L}{Y} \cdot \frac{\dot{L}}{L} + C_K \cdot \frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M \right) \cdot \frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M},$$

où I désigne le volume des investissements réalisés dans l'économie, et $\dot{x} = \frac{dx}{dt}$ – augmentation de la valeur de la variable x au temps t, et par conséquent $\frac{\dot{x}}{x}$ est le taux de croissance de la variable x. Cette équation permet de séparer précisément l'impact de l'augmentation de la main-d'œuvre $\left(\frac{C_L L}{Y} . \frac{\dot{L}}{L} \right)$, augmentation du capital $\left(C_K \cdot \frac{I}{Y} \right)$ et l'expansion du secteur militaire

$$\left(\left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M \right) \cdot \frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M} \right)$$

sur le taux de croissance économique $\frac{\dot{Y}}{Y}$. Cette relation est souvent utilisée dans les analyses empiriques pour examiner l'impact de la production du secteur militaire sur la croissance du PIB et pour déterminer la part

$$\frac{\frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}{\frac{C_L L}{Y} \cdot \frac{\dot{L}}{L} + C_K \cdot \frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M \right) \cdot \frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}$$

des dépenses militaires dans la croissance de la production[3].

[3] Équation du taux de croissance $\frac{\dot{Y}}{Y}$ et la part des dépenses militaires dans la croissance de la production

Une alternative au modèle Feder–Ram pourrait être une généralisation du modèle de Solow, prenant en compte le secteur militaire. Cette généralisation est proposée dans l'ouvrage de Filipowicz et al. (2026, chapitre 4), où l'on suppose que l'économie est décrite par le système dynamique suivant :

$$\begin{cases} C = aK_c^{\alpha} L_c^{1-\alpha} \wedge M = aK_m^{\beta} L_m^{1-\beta} \\ a = \left(1 - e^{\frac{-K_m}{L_m}}\right)^{\theta} \cdot \left(1 - e^{\frac{-K_c}{L_c}}\right)^{1-\theta} \\ K_c = uK \wedge K_m = (1-u)K \\ L_c = vL \wedge L_m = (1-v)L \\ \dot{K} = sC - \delta K \\ L = e^{nt} \end{cases}$$

$$\frac{\frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}{\frac{C_L L}{Y} \cdot \frac{\dot{L}}{L} + C_K \cdot \frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M\right) \cdot \frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}$$

dans le modèle Feder–Rama, il est en grande partie similaire à l'équation résiduelle de Solow (1957)

$$\frac{\dot{A}}{A} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \left(\alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1-\alpha)\frac{\dot{L}}{L}\right),$$

où $\frac{\dot{A}}{A}$ désigne le taux de progrès technique exogène, $\frac{\dot{Y}}{Y}, \frac{\dot{K}}{K}, \frac{\dot{L}}{L}$ –les taux de croissance du produit et des ressources des facteurs de production, et $\alpha \in (0, 1)$ – l'élasticité de la fonction de production Cobb–Douglas par rapport aux intrants de capital. Ceci s'explique par le fait que l'équation des résidus de Solow et l'équation de Feder–Ram reposent toutes deux sur la même logique de comptabilité de la croissance économique. De plus, à partir de l'équation des résidus de Solow, nous pouvons facilement déterminer la part

$$\frac{\dot{A}/A}{\frac{\dot{A}}{A} + \alpha \frac{\dot{K}}{K} + (1-\alpha)\frac{\dot{L}}{L}}$$

progrès technique dans la croissance de la production, dont une certaine généralisation est la part

$$\frac{\frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}{\frac{C_L L}{Y} \cdot \frac{\dot{L}}{L} + C_K \cdot \frac{I}{Y} + \left(\frac{\mu}{1+\mu} + C_M\right) \cdot \frac{M}{Y} \cdot \frac{\dot{M}}{M}}$$

dépenses militaires $\frac{M}{Y}$ dans le modèle Feder–Ram.

Les équations du système sont interprétées économiquement comme suit.

Premièrement, le processus de production dans le secteur civil [militaire] est décrit par une fonction de production Cobb–Douglas dont l'élasticité de la production par rapport à l'apport de capital est égale à $\alpha \in (0, 1)$ [$\beta \in (0, 1)$] et la productivité totale des facteurs dans les deux secteurs $a > 0$.

Deuxièmement, la productivité totale des facteurs est liée aux dépenses d'investissement par travailleur, tant dans le secteur civil que dans le secteur industriel $\frac{K_c}{L_c}$, ainsi que le militaire $\frac{K_m}{L_m}$. Paramètre $\theta \in (0, 1)$ [$1 - \theta$]. C'est un coefficient de pondération décrivant l'intensité de l'impact du capital par travailleur dans le secteur militaire [civil] sur la productivité totale des facteurs. De plus, si le capital par travailleur dans les deux secteurs de l'économie passe de 0 à $+\infty$. Cette technologie se développe de plus en plus lentement de 0 à 1.

Troisièmement, les apports de capital et de main-d'œuvre sont répartis entre les secteurs civil et militaire dans les proportions suivantes : $\frac{u}{1-u}$ et $\frac{v}{1-v}$ (où $u, v \in (0, 1)$).

Quatrièmement, puisque le secteur militaire ne produit pas de produits d'investissement, l'augmentation de capital correspond à la différence entre les investissements sC du secteur civil et l'amortissement du capital (alors que $s \in (0, 1)$ correspond au taux d'investissement, et $\delta \in (0, 1)$ – taux d'amortissement du capital).

Cinquièmement, le nombre de personnes employées L augmente au rythme de croissance $n > 0$.

Dans un tel modèle de croissance économique, l'équation de la croissance du capital par travailleur $k = \frac{K}{L}$ (qui, dans le modèle de Solow avec la fonction de production Cobb–Douglas, est l'équation différentielle de Bernoulli, peut s'écrire comme $\dot{k} = \big(sp(k) - (\delta + n)\big)k$, où

$$p(k) = \left(1 - e^{\frac{-(1-u)k}{(1-v)}}\right)^{\theta} \cdot \left(1 - e^{\frac{-uk}{v}}\right)^{1-\theta} \cdot u^{\alpha} \cdot v^{1-\alpha} \cdot k^{\alpha-1},$$

désigne la fonction de productivité du capital. Puisque la fonction de productivité du capital est une fonction unimodale présentant un maximum en un certain point $\overline{k} > 0$, par conséquent, l'équation différentielle ci-dessus doit être considérée dans trois cas séparables.

Tout d'abord, si $p(\overline{k}) < \frac{s}{\delta + n}$, alors cette équation ne présente aucun point stationnaire non trivial et le capital par travailleur tend toujours à 0 à long terme.

Deuxièmement, si la productivité du capital $p(\overline{k}) = \frac{s}{\delta + n}$, alors cette équation décrivant l'augmentation du capital par travailleur possède un point stationnaire non trivial $\overline{k}$, instable à gauche [stable à droite]. On en déduit qu'avec le capital initial par travailleur $k(0)$ plus petit [plus grand] que $\overline{k}$ à long terme $k \to 0$ [$k \to \overline{k}$].

Troisièmement, si $p(\overline{k}) > \frac{s}{\delta + n}$, nous obtenons deux points stationnaires non triviaux $\overline{k}_1$, $\overline{k}_2$, tels que $0 < \overline{k}_1 < \overline{k} < \overline{k}_2$, dont $\overline{k}_1$ est un point stationnaire instable, $\overline{k}_2$ et – un point stable. Dans ce cas, à $k(0) < \overline{k}_1 \left[k(0) > \overline{k}_1 \right]$ à long terme $k \to 0$ [$k \to \overline{k}_2$].

Dans l'approche par la demande, en s'appuyant sur les théories et la macroéconomie keynésienne, les dépenses militaires sont considérées comme un stimulus exogène qui, à court terme, stimule la demande globale par un mécanisme multiplicateur. Cependant, il est nécessaire de noter que l'augmentation des dépenses militaires peut évincer l'investissement privé, ce qui limite le taux d'accumulation de capital et, par conséquent, la croissance économique à long terme. En effet, Malizard (2015) analyse l'impact des dépenses militaires sur l'investissement du secteur privé en France entre 1980 et 2010, dont les analyses statistiques présentées dans cet article indiquent que les dépenses militaires évinceront l'investissement, ce qui est cohérent avec les conclusions fondamentales des modèles macroéconomiques keynésiens à court terme. Ainsi que Malizard ventile également les dépenses militaires en équipements et autres dépenses militaires. Cette ventilation le conduit à la conclusion que les dépenses d'équipement stimulent l'investissement, tandis que les autres dépenses militaires l'évinceront. Cela signifie que les dépenses militaires en équipements et les dépenses d'investissement privé peuvent se compléter. Élargissant son analyse au niveau international, Malizard (2016) évalue les effets à long terme des dépenses publiques sur la croissance économique dans les 15 pays de l'UE, en les ventilant entre dépenses militaires et non militaires. Les résultats des analyses statistiques menées dans cette étude indiquent des impacts différents selon le type de dépenses publiques examinées sur le taux de croissance économique. Ensuite, par cette distinction, Malizard soutient qu'à court terme, les dépenses militaires (contrairement aux dépenses non militaires) n'ont pas d'impact négatif statistiquement significatif sur la croissance économique. Cependant, à long terme, l'impact des dépenses, tant militaires que non militaires, est négatif. L'évolution de la démarche de recherche de l'auteur se poursuit dans ses publications les plus récentes. Malizard (2020) affirme que les dépenses militaires ne doivent pas être considérées uniquement comme une charge pour le budget de l'État. En effet, ces dépenses influencent l'économie non seulement en évincant l'investissement et/ou la consommation, mais aussi en freinant l'innovation

et en maintenant le tissu industriel. En revanche, il soutient également que la production d'armements nationaux (plutôt que l'importation d'équipements étrangers) favorise le développement technologique, ce qui peut également profiter au secteur civil de l'économie. Il souligne en outre la nécessité d'une approche de recherche intégrée qui prenne en compte à la fois les effets immédiats et à court terme des armements et leurs conséquences à long terme sur le marché du travail national et l'accumulation de capital humain.

Par conséquent, les résultats de Malizard (2015, 2016, 2020) s'inscrivent dans un large consensus scientifique selon lequel le principal obstacle au développement induit par l'augmentation des dépenses militaires est l'éviction des investissements civils. Cet article est notamment étayé par les analyses de Mylonidis (2008) portant sur les pays de l'UE sur la période 1960–2000. L'auteur fonde ses estimations d'équations de régression sur le modèle de croissance de Barro (1990, 1991), qui prend en compte les différences institutionnelles et économiques entre les pays. Des études pionnières sur les pays en développement, telles que celle de Deger et Smith (1983), montrent que dans les économies à faible revenu, l'effet négatif de l'éviction des investissements par les dépenses militaires surpasse largement les avantages potentiels de la modernisation, ce qui limite par conséquent la dynamique à long terme des processus de développement. Ces conclusions se retrouvent également dans une étude plus récente de Hou et Chen (2013), qui ont analysé un panel de 35 pays en développement (1975–2009) à l'aide de la méthode des moments généralisée (GMM) et ont constaté un impact négatif et statistiquement significatif des dépenses militaires sur la croissance du PIB. La littérature citée indique que les coûts d'opportunité des dépenses militaires l'emportent sur les avantages potentiels, quel que soit le niveau de développement économique du pays. Cet argument est complété par une analyse exhaustive de Heo et Ye (2016), menée sur un échantillon de 161 pays entre 1990 et 2012. En combinant les approches de la demande et de l'offre, Heo et Ye soulignent la double nature du phénomène : les dépenses militaires évinceraient fortement l'investissement privé tout en ayant un certain impact sur la réduction du chômage. En conséquence, à l'échelle mondiale, l'impact des dépenses militaires sur la croissance économique est négligeable.

2. Modèle théorique

2.1. Hypothèses du modèle

Dans les considérations théoriques qui suivent, nous formulons les hypothèses suivantes concernant le fonctionnement de l'économie :

1. L'économie produit un nombre fini de $j \in N$ produits, parmi lesquels j_C sont des produits de consommation, j_I –investissement et j_M – militaires (donc $j_C + j_I + j_M = j$). Par souci de clarté, nous désignons par $J_C = \{1, 2, \ldots, j_C\}$ un ensemble d'indices relatifs aux biens et services de consommation produits ultérieurement, $J_I = \{j_C + 1, j_C + 2, \ldots, j_C + j_I\}$ – dépenses d'investissement, $J_M = \{j_C + j_I + 1, j_C + j_I + 2, \ldots, j\}$ –produits militaires, et par $J = J_C \cup J_I \cup J_M$ – un ensemble d'indices pour tous les produits.
2. La production de chaque produit de consommation, d'investissement et militaire nécessite des ressources supplémentaires j_I ressources en capital et apports de main-d'œuvre.
3. Le processus de production dans le secteur produisant des biens et services de consommation est décrit par la fonction de production étendue de Cobb et Douglas (1928), donnée par la formule suivante[4]:

$$\forall p \in J_C \quad C_p(t) = \phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} K_{pq}^{\alpha_q}(t) \right) \cdot L_p^{1-\sum_{q \in J_I} \alpha_q}(t) \tag{1}$$

où C_p désigne la valeur de production du p-ième produit de consommation, K_{pq} – dépenses d'investissement q liées à la production du bien ou service de consommation p, α_q – élasticité de la fonction de production Cobb–Douglas utilisée par rapport à l'intrant du stock de capital q. Nous supposons également que pour chaque $q \in J_I$ $\alpha_q \in (0, 1)$ et $\sum_{q \in J_I} \alpha_q \in (0, 1)$. $\phi_p > 0$ désigne le prix relatif du p-ième produit. Par conséquent, dans l'équation (1), l'expression

$$\left(\prod_{q \in J_I} K_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot L_p^{1-\sum_{q \in J_I} \alpha_q}$$

décrit le volume du p-ième produit dans certaines unités naturelles (tonnes, litres, pièces, etc.), tandis que :

$$\phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} K_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot L_p^{1-\sum_{q \in J_I} \alpha_q}$$

[4] Nous supposons que toutes les variables macroéconomiques analysées ci-dessous sont des fonctions continues et différentiables du temps $t \geq 0$. L'enregistrement $x(t)$ désignera la trajectoire de la variable x, $\dot{x}(t) = \frac{dx}{dt}$ – la dérivée première de la variable x par rapport au temps t. Cette dérivée est interprétée économiquement comme l'augmentation de la valeur de la variable x au temps t.

désigne la valeur de ce produit à certains prix fixes. Nous faisons des hypothèses similaires concernant la production de produits d'investissement I_q et militaires M_q. Nous prenons donc les fonctions de production :

$$\forall p \in J_I \quad I_p(t) = \chi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} K_{pq}^{\beta_q}(t) \right) \cdot L_p^{1-\sum_{q \in J_I} \beta_q}(t) \tag{2}$$

et

$$\forall p \in J_M \quad M_p(t) = \psi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} K_{pq}^{\gamma_q}(t) \right) \cdot L_p^{1-\sum_{q \in J_I} \gamma_q}(t) \tag{3}$$

Bien sûr, en ce qui concerne les élasticités β_q et γ_q nous supposons que chacun d'eux et leurs sommes $\sum_{q \in J_I} \beta_q$, $\sum_{q \in J_I} \gamma_q$ appartiennent à la gamme (0, 1), alors que $\chi_p, \psi_p > 0$.

4. Chacune des dépenses en capital K_q (pour $q \in J_I$) est réparti entre les producteurs des produits suivants selon les équations :

$$\forall p \in J_C \wedge q \in J_I \quad K_{pq}(t) = u_{pq} K_q(t)$$

$$\forall p, q \in J_I \quad K_{pq}(t) = v_{pq} K_q(t)$$

et

$$\forall p \in J_M \wedge q \in J_I \quad K_{pq}(t) = w_{pq} K_q(t)$$

Les charges de travail homogènes sont réparties de manière similaire. Nous avons donc :

$$\left(\forall p \in J_C \quad L_p(t) = u_p L(t) \right) \wedge \left(\forall p \in J_I \quad L_p(t) = v_p L(t) \right) \wedge$$
$$\wedge \left(\forall p \in J_M \quad L_p(t) = w_p L(t) \right)$$

Nous supposons que chaque facteur de production partage u_{pq}, v_{pq}, w_{pq}, $u_p, v_p, w_p \in [0, 1]$ et que les équations d'équilibre suivantes sont satisfaites :

$$\left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p \in J_C} u_{pq} + \sum_{p \in J_I} v_{pq} + \sum_{p \in J_M} w_{pq} = 1 \right) \wedge \sum_{p \in J_C} u_p + \sum_{p \in J_I} v_p + \sum_{p \in J_M} w_p = 1$$

5. La croissance de chaque ressource en capital $\dot{K}_p$ (pour $p \in J_I$) c'est la différence entre les investissements I_p dans cette ressource et son amortissement

$\delta_p K_p$, où $\delta_p \in (0, 1)$ correspond au taux de dépréciation du capital. Par conséquent, les équations différentielles sont vérifiées.

$$\forall p \in J_I \quad \dot{K}_p(t) = I_p(t) - \delta_p K_p(t) \tag{4}$$

6. L'évolution du nombre total d'employés dans l'économie est décrite par une fonction exponentielle $L(t) = e^{nt}$, où $n = \dfrac{\dot{L}(t)}{L(t)} > 0$ qui désigne le taux de croissance du nombre d'employés. En prenant la fonction exponentielle $L(t) = e^{nt}$, nous supposons implicitement que le nombre d'employés est exprimé dans des unités telles que la condition initiale soit respectée $L(0) = 1$.

2.2. Modèle d'équilibre

Nous introduisons les notations suivantes : $x = \dfrac{X}{L}$ variable macroéconomique x par employé (c'est-à-dire par exemple c_p désigne la valeur de la production par personne active du p-ième produit de consommation),

$$\mathbb{u}_p = (u_{pj_C+1}, u_{pj_C+2}, \ldots, u_{pj_C+j_I}, u_p)$$

pour $p \in J_C$,

$$\mathbb{v}_p = (v_{pj_C+1}, v_{pj_C+2}, \ldots, v_{pj_C+j_I}, v_p)$$

pour $p \in J_I$ et

$$\mathbb{w}_p (w_{pj_C+1}, w_{pj_C+2}, \ldots, w_{pj_C+j_I}, w_p)$$

pour $p \in J_M$ – combinaisons des parts des intrants des facteurs de production ultérieurs impliqués dans la production du p-ième produit de consommation ($\mathbb{u}_p$), investissement ($\mathbb{v}_p$) et militaire ($\mathbb{w}_p$) :

$$\mathbb{k} = (k_{j_C+1}, k_{j_C+2}, \ldots, k_{j_C+j_I})$$

– combinaison des ressources en capital ultérieures par personne active.

La valeur de production décrite par l'équation (1) du p-ième bien ou service de consommation, conformément à la répartition des facteurs de production de l'hypothèse 4, peut s'écrire sous la forme suivante :

$$\forall p \in J_C \quad C_p(t) = \phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_p^{1 - \sum_{q \in J_I} \alpha_q} \cdot \left(\prod_{q \in J_I} \left(\frac{K_q(t)}{L(t)} \right)^{\alpha_q} \right) \cdot L(t)$$

Ce qui nous amène à la fonction de production sous forme intensive donnée par la formule :

$$\forall p \in J_C \quad c_p(t) = \tilde{c}_p(\mathbb{v}_p) \cdot \left(\prod_{q \in J_I} k_q^{\alpha_q}(t) \right) \tag{5}$$

où

$$\tilde{c}_p(\mathbb{u}_p) = \phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_p^{1-\sum_{q \in J_I} \alpha_q} > 0$$

En procédant de manière analogue, on obtient :

$$\forall p \in J_I \quad i_p(t) = \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) \cdot \left(\prod_{q \in J_I} k_q^{\beta_q}(t) \right) \tag{6}$$

et

$$\forall p \in J_M \quad m_p = \tilde{m}_p(\mathbb{w}_p) \cdot \left(\prod_{q \in J_I} k_q^{\gamma_q}(t) \right) \tag{7}$$

pour

$$\tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) = \chi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} v_{pq}^{\beta_q} \right) \cdot v_p^{1-\sum_{q \in J_I} \beta_q} > 0$$

et

$$\tilde{m}_p(\mathbb{w}_p) = \psi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} w_{pq}^{\gamma_q} \right) \cdot w_p^{1-\sum_{q \in J_I} \gamma_q} > 0$$

En transformant l'équation (4) et en utilisant la trajectoire du nombre d'employés $L(t) = e^{nt}$ de même que dans le modèle de Nonneman–Vanhoudt, nous obtenons des équations pour la croissance des ressources en capital ultérieures par travailleur :

$$\dot{k}_p(t) = i_p(t) - \mu_p k_p(t)$$

où $\mu_p = \delta_p + n$ désigne le taux de perte du p-ième stock de capital par travailleur (pour chaque $p \in J_I$). À partir de l'équation ci-dessus et de la relation (6), nous obtenons :

$$\forall p \in J_I \quad \dot{k}_p(t) = \tilde{i}_p(\mathbb{w}_p) \cdot \left(\prod_{q \in J_I} k_q^{\beta_q}(t) \right) - \mu_p k_p(t) \tag{8}$$

Le système d'équations différentielles (8) est mathématiquement identique au système d'équations du mouvement du modèle de Nonneman–Vanhoudt. Seule l'interprétation économique des coefficients des produits diffère $\prod_{q\in J_I} k_q^{\beta_q}(t)$. Dans le modèle de Nonneman–Vanhoudt, nous avons des taux d'investissement dans les ressources en capital ultérieures, tandis que dans le modèle de croissance considéré ici, il existe des expressions :

$$\tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) = \chi_p \cdot \left(\prod_{q\in J_I} \nu_{pq}^{\beta_q} \right) \cdot \nu_p^{1-\sum_{q\in J_I}\beta_q}$$

qui dépendent de la combinaison $\mathbb{v}_p$ parts des facteurs de production impliqués dans la production des produits d'investissement ultérieurs et le prix χ_p p-ième produit d'investissement.

Le système d'équations (8) possède un point stationnaire trivial $\mathbb{k}_T = (0, 0, \ldots, 0)$, que nous ignorerons car il n'est pas intéressant d'un point de vue mathématique et économique, et un certain point stationnaire non trivial $\overline{\mathbb{k}} = (\overline{k}_{j_C+1}, \overline{k}_{j_C+2}, \ldots, \overline{k}_{j_C+j_I})$. Point stationnaire non trivial $\overline{\mathbb{k}}$ possède les mêmes propriétés que le point stationnaire non trivial du modèle de croissance multi-capital de Nonneman–Vanhoudt. Par conséquent, nous avons :

$$\forall p \in J_I \quad \ln \overline{k}_p = \ln \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) - \ln \mu_p + \frac{1}{1-\sum_{r\in J_I}\beta_r} \sum_{q\in J_I} \left(\beta_q \left(\ln \tilde{i}_q(\mathbb{v}_p) - \ln \mu_q \right) \right) \qquad (9)$$

En utilisant la fonction de Lyapunov ou le théorème de Grobman-Hartman, on peut démontrer que le point stationnaire non trivial $\overline{\mathbb{k}}$ se caractérise par une stabilité asymptotique (la démonstration, fondée sur la fonction de Lyapunov, se trouve dans les travaux de Dykas et al. (2011, 2023), et sur le théorème de Grobman–Hartman, dans l'ouvrage de Filipowicz et al. (2024)). Ce point détermine donc l'équilibre à long terme du modèle de croissance étudié, tailles $\overline{k}_p$ nous appellerons donc les ressources en capital à long terme par personne active (parce que $k_p(t) \to \overline{k}_p$ auprès de $t \to +\infty$).

L'équation (9) donne ce qui suit : premièrement, le stock à long terme de capital p par personne active $\overline{k}_p$ dépend notamment de la combinaison des actions $\mathbb{v}_p$, intrants de facteurs de production utilisés dans la production d'un produit d'investissement donné, combinaison d'actions $\mathbb{v}_p$ facteurs de production intervenant dans la production d'autres produits d'investissement, à partir du taux de perte d'un stock de capital donné par personne active μ_q et à partir des taux de déclin des autres dépenses d'investissement par personne en activité μ_q (pour $q \neq p$).

Deuxièmement, des actions élevées[5]

$$v_{pj_C+1}, v_{pj_C+2}, \ldots, v_{pj_C+j_I}, v_p\,[v_{qj_C+1}, v_{qj_C+2}, \ldots, v_{qj_C+j_I}, v_q]$$

les facteurs de production impliqués dans la production d'un produit d'investissement donné [autres produits d'investissement] s'accompagnent de valeurs élevées $\overline{k}_p$. L'interaction des composants combinés $\mathbb{v}_p$ i $\mathbb{v}_q$ pour les ressources à long terme $\overline{k}_p$ dans le modèle de croissance économique examiné ici, il est donc analogue à l'impact des taux d'investissement s_p i s_q sur le stock à long terme du capital *p*-ième dans le modèle Nonneman–Vanhoudt.

Troisièmement, comme dans le modèle Nonneman–Vanhoudt, des taux élevés de pertes en capital μ_p et μ_q correspondant à des valeurs faibles $\overline{k}_p$.

Notons par :

$$c = \sum_{p\in J_C} c_p,\ i = \sum_{p\in J_I} i_p \ \text{ et } \ m = \sum_{p\in J_M} m_p$$

(respectivement) les valeurs totales des produits des secteurs de la consommation, de l'investissement et de la défense (toutes par employé). Avec ces notations issues des équations (5–7), nous obtenons :

$$c(t) = \sum_{p\in J_C} c_p(t) = \left(\prod_{q\in J_I} k_q^{\alpha_q}(t)\right)\cdot \sum_{p\in J_C} \tilde{c}_p(\mathbb{u}_p)$$

$$i(t) = \sum_{p\in J_I} i_p(t) = \left(\prod_{q\in J_I} k_q^{\beta_q}(t)\right)\cdot \sum_{p\in J_I} \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p)$$

et

$$m(t) = \sum_{p\in J_M} m_p(t) = \left(\prod_{q\in J_I} k_q^{\gamma_q}(t)\right)\cdot \sum_{p\in J_M} \tilde{m}_p(\mathbb{w}_p)$$

Puisque $t \to +\infty \Rightarrow \mathbb{k}(t) \to \overline{\mathbb{k}}$, par conséquent, à long terme $c(t) \to \overline{c}$, $i(t) \to \overline{i}$ et $m(t) \to \overline{m}$, où :

$$\overline{c} = \left(\prod_{p\in J_I} \overline{k}_p^{\alpha_p}\right)\cdot \sum_{p\in J_C} \tilde{c}_p(\mathbb{u}_p) \Rightarrow \ln \overline{c} = \sum_{p\in J_I} \alpha_p \ln \overline{k}_p + \ln\left(\sum_{p\in J_C} \tilde{c}_p(\mathbb{u}_p)\right)$$

---

[5] Si nous avons une dépendance de type $\ln\ y = f(x_1, x_2)$, où $y, x_1, x_2 > 0$, alors le sens de l'influence des variables indépendantes sur la variable dépendante est déterminé en fonction des signes des dérivées partielles. $\frac{\partial \ln y}{\partial x_p}$ (pour p = 1, 2), car $\frac{\partial \ln y}{\partial x_p} = \frac{1}{y}\cdot\frac{\partial y}{\partial x_p}$, donc $\operatorname{sgn}\frac{\partial \ln y}{\partial x_p} = \operatorname{sgn}\frac{\partial y}{\partial x_p}$.

$$\overline{i} = \left(\prod_{p \in J_I} \overline{k}_p^{\beta_p} \right) \cdot \sum_{p \in J_I} \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) \Rightarrow \ln \overline{i} = \sum_{p \in J_I} \beta_p \ln \overline{k}_p + \ln \left(\sum_{p \in J_I} \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) \right)$$

et

$$\overline{m} = \left(\prod_{p \in J_I} \overline{k}_p^{\gamma_p} \right) \cdot \sum_{p \in J_M} \tilde{m}_p(\mathbb{w}_p) \Rightarrow \ln \overline{m} = \sum_{p \in J_I} \gamma_p \ln \overline{k}_p + \ln \left(\sum_{p \in J_M} \tilde{m}_p(\mathbb{w}_p) \right)$$

ce qui signifie qu'après avoir pris en compte la relation (9), nous obtenons [6]

$$\ln \overline{c}(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \ldots) = \sum_{p \in J_I} \left(\left(\alpha_p + \frac{\beta_p \sum_{q \in J_I} \alpha_q}{1 - \sum_{q \in J_I} \beta_q} \right) \cdot \left(\ln \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) - \ln \mu_p \right) \right) + \ln \left(\sum_{p \in J_C} \tilde{c}_p(\mathbb{u}_p) \right), \quad (10)$$

$$\ln \overline{i}(\mathbb{v}, \ldots) = \frac{1}{1 - \sum_{p \in J_I} \beta_p} \cdot \sum_{p \in J_I} \left(\beta_p \left(\ln \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) - \ln \mu_p \right) \right) + \ln \left(\sum_{p \in J_I} \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) \right) \quad (11)$$

et

$$\ln \overline{m}(\mathbb{v}, \mathbb{w}, \ldots) = \sum_{p \in J_I} \left(\left(\gamma_p + \frac{\beta_p \sum_{q \in J_I} \gamma_q}{1 - \sum_{q \in J_I} \beta_q} \right) \cdot \left(\ln \tilde{i}_p(\mathbb{v}_p) - \ln \mu_p \right) \right) + \ln \left(\sum_{p \in J_M} \tilde{m}_p(\mathbb{w}_p) \right) \quad (12)$$

Les équations (10–12) impliquent ce qui suit: premièrement, la production à long terme par travailleur de tous les biens de consommation $\overline{c}$ dépend, entre autres, de la combinaison $\mathbb{u}$ parts des facteurs impliqués dans le secteur produisant ces produits et parts $\mathbb{v}$ apports de capital et de main-d'œuvre utilisés dans le secteur de l'investissement.

Deuxièmement, les investissements à long terme pour l'employé $\overline{i}$ sont liées au regroupement d'actions $\mathbb{v}$ intrants des facteurs de production utilisés dans ce secteur de l'économie.

Troisièmement, sur $\overline{m}$ les actions incluses dans le regroupement ont un impact $\mathbb{v}$, $\mathbb{w}$.

---

[6] Notation de type $y = y(x_1, x_2, \ldots)$ signifiera que la variable dépendante y est une fonction des variables indépendantes x_1, x_2 et d'autres variables indépendantes (x_3, x_4, ..., x_l), dont l'influence sur la variable y est ignorée à ce stade de l'analyse. Combinaisons $\mathbb{u}$, $\mathbb{v}$, $\mathbb{w}$ décrire les formules $\mathbb{u} = (\mathbb{u}_1, \mathbb{u}_2, \ldots, \mathbb{u}_{j_C})$, $\mathbb{v} = (\mathbb{v}_{j_C+1}, \mathbb{v}_{j_C+2}, \ldots, \mathbb{v}_{j_C+j_I})$ et $\mathbb{w} = (\mathbb{w}_{j_C+j_I+1}, \mathbb{w}_{j_C+j_I+2}, \ldots, \mathbb{w}_j)$. Les composantes de ces combinaisons sont les parts des facteurs de production utilisés dans la production de biens et services de consommation ($\mathbb{u}$), produits d'investissement ($\mathbb{v}$) et produits militaires ($\mathbb{w}$).

Quatrièmement, si les parts des facteurs de production employés dans le secteur de l'investissement (c'est-à-dire les parts incluses dans la combinaison de $\mathbb{v}$), alors les deux valeurs de la consommation à long terme par employé augmentent $\overline{c}$, et les investissements $\overline{i}$ et la production du secteur militaire $\overline{m}$.

Cinquièmement, l'augmentation de la part des facteurs de production employés dans le secteur de consommation [militaire] entraîne une augmentation de la valeur du volume de production global à long terme par travailleur $\overline{c}$ [$\overline{m}$] ce secteur de l'économie.

Sixièmement, parce que les équations d'équilibre doivent être satisfaites

$$\left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_C} u_{pq} + \sum_{p\in J_I} v_{pq} + \sum_{p\in J_M} w_{pq} = 1\right) \wedge \sum_{p\in J_C} u_p + \sum_{p\in J_I} v_p + \sum_{p\in J_M} w_p = 1 \qquad (13)$$

Donc si les actions incluses dans le regroupement (par exemple) augmentent $\mathbb{u}$, alors les actions qui sont des composantes doivent baisser $\mathbb{v}$ et/ou $\mathbb{w}$. Par conséquent, des phénomènes d'éviction des facteurs de production des secteurs de l'investissement et/ou militaires se produiront. De plus, si les facteurs de production sont évincés du secteur de l'investissement par le secteur de la consommation [militaire], cela peut, à long terme, impacter négativement la valeur de la production dans le secteur actif, ce qui freine l'investissement. Si l'investissement est lui-même évincé par les secteurs de la consommation et/ou du secteur militaire, cela limite le rythme d'accumulation de nouvelles ressources en capital, réduisant ainsi la capacité de production de chacun des secteurs économiques étudiés. Par conséquent, tant d'un point de vue théorique que dans le contexte de la politique socio-économique de l'État, l'allocation optimale des facteurs de production entre les secteurs économiques produisant des biens de consommation, d'investissement et militaires est cruciale. Cette allocation optimale sera analysée à partir des règles d'or de l'accumulation du capital et/ou des armements, elles-mêmes inspirées des règles d'or de Phelps.

3. Règles d'or de l'accumulation et/ou du réarmement

La règle d'or de Phelps (1961) en matière d'accumulation de capital est généralement interprétée comme le taux d'investissement $\overline{s}$ dans le modèle de croissance à capital unique de Solow (1956), ou comme la combinaison $(\overline{s}_1, \overline{s}_2, \ldots, \overline{s}_N)$ des taux d'investissement dans le modèle de Nonneman–Vanhoudt à N capitaux qui maximisent la consommation à long terme par travailleur. Il est possible de démontrer (cf. Dykas et al., 2023) ou (Filipowicz et al., 2024) que, dans le

modèle de croissance de Solow [Nonneman–Vanhoudt] avec la fonction de production Cobb–Douglas, cette règle s'applique $Y = K^{\alpha} L^{1-\alpha}$

$$\left[Y = \left(\prod_{j=1}^{N} K_j^{\alpha_i} \right) \cdot L^{1-\sum_{j=1}^{N} \alpha_j} \right]$$

La règle d'or de Phelps en matière d'accumulation est le taux d'investissement $\overline{s} = \alpha$ [combinaison de taux d'investissement $(\overline{s}_1, \overline{s}_2, \ldots, \overline{s}_N) = (\alpha_1, \alpha_2, \ldots, \alpha_N)$].

Par conséquent, des phénomènes d'éviction se produiront. À l'instar de la règle d'or de l'accumulation du capital de Phelps, définissons la règle d'or de l'accumulation dans le modèle de croissance étudié. Par la règle d'or de l'accumulation, nous entendrons donc une telle combinaison. $(\overline{\mathbb{u}}, \overline{\mathbb{w}})$ la part des facteurs de production utilisés dans les secteurs produisant des biens de consommation et d'investissement qui, pour une combinaison donnée des parts de ces facteurs impliquées dans le secteur militaire, maximise la valeur de la consommation à long terme par travailleur $\overline{c}$ (en particulier, si l'économie est complètement démilitarisée, la combinaison $\mathbb{w}$ peut être $\mathbb{w} = (0, 0, \ldots, 0)$). Par analogie avec la règle d'or de l'accumulation, nous définissons la règle d'or du renforcement comme une combinaison $(\overline{\mathbb{v}}, \overline{\mathbb{v}})$ à part des facteurs de production utilisés dans les secteurs produisant des biens d'investissement et des biens militaires qui maximise la valeur de la production à long terme du secteur militaire par employé, pour une combinaison donnée $\mathbb{u}$ parts de capital et de ressources humaines employées dans le secteur qui produit des biens et services de consommation.

De toute évidence, pour déterminer la règle d'or de l'accumulation du capital et la règle d'or des armements, les équations d'équilibre (13) doivent être satisfaites. On en conclut que, mathématiquement parlant, déterminer la règle d'or de l'accumulation [la règle d'or des armements] revient à trouver le maximum conditionnel de la fonction $\overline{c}(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \ldots)$ $[\overline{m}(\mathbb{v}, \mathbb{w}, \ldots)]$ lorsque limité par ces équations.

Alors, la règle d'or de l'accumulation du capital et des armements (cf. Filipowicz et al., 2025) est une synthèse de la règle d'or de l'accumulation du capital et de la règle d'or des armements précédemment définies. Cependant, pour définir cette règle, il est nécessaire d'introduire au préalable le concept de fonction d'utilité sociale à long terme de la consommation par travailleur et de la production du secteur militaire par travailleur. La fonction d'utilité sociale est donnée par la formule suivante :

$$\Omega(\overline{c}, \overline{m}) = \overline{c}^{\sigma} \overline{m}^{1-\sigma} \tag{14}$$

où $\sigma \in (0, 1)$. La fonction (14) représente mathématiquement la moyenne géométrique pondérée de la consommation à long terme par travailleur $\overline{c}$ et la production militaire par travailleur $\overline{m}$ avec des poids de σ et $1 - \sigma$. Ces pondérations représentent, d'un point de vue économique, les élasticités de la fonction d'utilité sociale par rapport (respectivement) à la consommation et à la production par employé du secteur militaire à long terme. De plus, si un niveau élevé $\overline{c}$ [$\overline{m}$] nous la considérerons comme une quantification de la prospérité [sécurité], c'est de la flexibilité $\sigma > \frac{1}{2}\left[\sigma < \frac{1}{2}\right]$ cela signifie que la société privilégie la prospérité à long terme (sécurité) à la sécurité (prospérité). Dans les cas extrêmes, c'est-à-dire lorsque $\sigma \to 0^+$ ou $\sigma \to 0^-$, nous analysons soit une économie qui privilégie la sécurité à long terme au détriment de la prospérité, soit une économie qui privilégie uniquement la prospérité à long terme. Dans le premier cas, la règle d'or de l'accumulation et du réarmement est identique à la règle d'or des armements, tandis que dans le second, elle correspond à la règle d'or de l'accumulation du capital.

Prenons les fonctions auxiliaires $z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) = \ln \overline{c}(\mathbb{u}, \mathbb{v}, ,...)$ et $z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w}) = \ln \overline{m}(\mathbb{v}, \mathbb{w}, ,...)$. La fonction d'utilité sociale (14) peut alors être réduite à la fonction donnée par la formule $\Omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}) = \exp(\sigma z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) + (1 - \sigma)\, z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w}))$, et la recherche du maximum de cette fonction sous la contrainte des équations (13) revient à maximiser la fonction $\omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}) = \ln \Omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w})$, que nous pouvons écrire comme suit :

$$\omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}) = \sigma z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) + (1 - \sigma)\, z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w}) \tag{15}$$

avec la limitation mentionnée.

D'après les équations (10) et (12), les fonctions $z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v})$ et $z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w})$ décrire les relations

$$z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) = P_c + \sum_{p \in J_I}\left(\left(\alpha_p + \frac{\beta_p S_\alpha}{1 - S_\beta}\right)\cdot\left(\ln \chi_p + (1 - S_\beta)\ln \nu_p + \sum_{q \in J_I} \beta_q \ln \nu_{pq}\right)\right) + \\ + \ln\left(\sum_{p \in J_C} \phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{pq}^{\alpha_q}\right)\cdot u_p^{1 - S_\alpha}\right) \tag{16}$$

et

$$z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w}) = P_m + \sum_{p \in J_I}\left(\left(\gamma_p + \frac{\beta_p S_\gamma}{1 - S_\beta}\right)\cdot\left(\ln \chi_p + (1 - S_\beta)\ln \nu_p + \sum_{q \in J_I} \beta_q \ln \nu_{pq}\right)\right) + \\ + \ln\left(\sum_{p \in J_M} \psi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} w_{pq}^{\gamma_q}\right)\cdot w_p^{1 - \sum_{q \in J_I} \gamma_q}\right) \tag{17}$$

où $S_\alpha = \sum_{q \in J_I} \alpha_q$, $S_\beta = \sum_{q \in J_I} \beta_q$ et $S_\gamma = \sum_{q \in J_I} \gamma_q$ désignent les sommes des élasticités de la fonction de production dans les secteurs produisant (respectivement) des produits de consommation (S_α), investissement (S_β) et militaires (S_γ), par contre P_c, P_m – certaines quantités indépendantes de la combinaison ($\mathbb{u}$, $\mathbb{v}$, $\mathbb{w}$).

Fonction de Lagrange $\mathcal{L}(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}, \ell, \lambda_L)$, où $\ell = (\lambda_{j_C+1}, \lambda_{j_C+2}, \ldots, \lambda_{j_C+j_I})$, pour un tel problème donné décrit la relation :

$$\begin{aligned}\mathcal{L}(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}, \ell, \lambda_L) = \sigma z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) + (1-\sigma) z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w}) + \\ + \sum_{q \in J_I} \lambda_q \left(\sum_{p \in J_C} u_{pq} + \sum_{p \in J_I} v_{pq} + \sum_{p \in J_M} w_{pq} - 1 \right) + \\ + \lambda_L \left(\sum_{p \in J_C} u_p + \sum_{p \in J_I} v_p + \sum_{p \in J_M} w_p - 1 \right)\end{aligned} \tag{18}$$

par lequel ℓ désigne une combinaison de multiplicateurs de Lagrange indéterminés correspondant aux équations suivantes équilibrant la distribution des ressources en capital, et λ_L – le multiplicateur de Lagrange indéfini accompagnant l'équation équilibrant la répartition des facteurs de travail.

Parce que la fonction $\omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w}) = \sigma z_c(\mathbb{u}, \mathbb{v}) + (1 - \sigma)\, z_m(\mathbb{v}, \mathbb{w})$ est strictement concave, donc au point où les conditions nécessaires de l'extrémum conditionnel examiné sont satisfaites, il existe un maximum de la fonction $\omega(\mathbb{u}, \mathbb{v}, \mathbb{w})$.

Les conditions nécessaires à l'existence de l'extremum conditionnel étudié décrivent les relations :

$$\forall q \in J_I \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial u_{pq}} = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}} + \lambda_q = 0 \Rightarrow -\lambda_q = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}} \tag{19}$$

$$\forall p \in J_C \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial u_p} = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial u_p} + \lambda_L = 0 \Rightarrow -\lambda_L = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial u_p}, \tag{20}$$

$$\forall q \in J_I \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial v_{pq}} = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial v_{pq}} + (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial v_{pq}} + \lambda_q = 0 \Rightarrow -\lambda_q = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial v_{pq}} + (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial v_{pq}} \tag{21}$$

$$\forall p \in J_I \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial v_p} = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial v_p} + (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial v_p} + \lambda_L = 0 \Rightarrow -\lambda_L = \sigma \frac{\partial z_c}{\partial v_p} + (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial v_p} \tag{22}$$

$$\forall q \in J_I \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w_{pq}} = (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial w_{pq}} + \lambda_q = 0 \Rightarrow -\lambda_q = (1-\sigma) \frac{\partial z_m}{\partial w_{pq}} \tag{23}$$

$$\forall p \in J_M \quad \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial w_p} = (1-\sigma)\frac{\partial z_m}{\partial w_p} + \lambda_L = 0 \Rightarrow -\lambda_L = (1-\sigma)\frac{\partial z_m}{\partial w_p} \tag{24}$$

et pour tous $q \in J_I \frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_q} = 0$, mais aussi $\frac{\partial \mathcal{L}}{\partial \lambda_L} = 0$, ce qui conduit aux équations d'équilibre (13). Dérivées partielles $\frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}}, \frac{\partial z_c}{\partial u_p}$ (pour tous $q \in J_I \wedge p \in J_C$) satisfaient aux exigences suivantes

$$\frac{u_{pq}}{\alpha_q} \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}} = \frac{\phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_p^{1-S_\alpha}}{\sum_{r \in J_C} \phi_r \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{rq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_r^{1-S_\alpha}}$$

$$\frac{u_p}{1-S_\alpha} \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_p} = \frac{\phi_p \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{pq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_p^{1-S_\alpha}}{\sum_{r \in J_C} \phi_r \cdot \left(\prod_{q \in J_I} u_{rq}^{\alpha_q} \right) \cdot u_r^{1-S_\alpha}}$$

Donc $\frac{\sum_{p \in J_C} u_{pq} \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}}}{\alpha_q} = 1$ oraz $\frac{\sum_{p \in J_C} u_p \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_p}}{1-S_\alpha} = 1$, ce qui provoque l'égalité

$$\forall q \in J_I \quad \sum_{p \in J_C} u_{pq} \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}} = \alpha_q \wedge \sum_{p \in J_C} u_p \cdot \frac{\partial z_c}{\partial u_p} = 1 - S_\alpha \tag{25}$$

Des conditions nécessaires (19–20), il découle que $\frac{\partial z_c}{\partial u_{pq}} = -\frac{\lambda_q}{\sigma} \wedge \frac{\partial z_c}{\partial u_p} = -\frac{\lambda_L}{\sigma}$, par conséquent, en insérant les équations ci-dessus dans la formule (25), on obtient les relations suivantes :

$$\forall q \in J_I \quad \sum_{p \in J_C} u_{pq} = -\frac{\sigma \alpha_q}{\lambda_q} \wedge \sum_{p \in J_C} u_p = -\frac{\sigma(1-S_\alpha)}{\lambda_L} \tag{26}$$

Procéder de manière analogue avec les dérivés $\frac{\partial z_m}{\partial w_{pq}}, \frac{\partial z_m}{\partial w_p}$ et les conditions (23–24) que nous avons :

$$\forall q \in J_I \quad \sum_{p \in J_M} w_{pq} = -\frac{(1-\sigma)\gamma_q}{\lambda_q} \wedge \sum_{p \in J_M} w_p = -\frac{(1-\sigma)(1-S_\gamma)}{\lambda_L}. \tag{27}$$

Parce que

$$\forall q \in J_I \quad \frac{\partial z_c}{\partial v_{pq}} = \frac{\left(\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha\right)\beta_q}{(1-S_\beta)v_{pq}} \wedge \frac{\partial z_c}{\partial v_p} = \frac{\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha}{v_p}$$

et

$$\forall q \in J_I \quad \frac{\partial z_m}{\partial v_{pq}} = \frac{\left(\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma\right)\beta_q}{(1-S_\beta)v_{pq}} \wedge \frac{\partial z_m}{\partial v_p} = \frac{\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma}{v_p}$$

et d'après les conditions (21–22), nous avons

$$-\lambda_q = \sigma\frac{\partial z_c}{\partial v_{pq}} + (1-\sigma)\frac{\partial z_m}{\partial v_{pq}} \wedge -\lambda_L = \sigma\frac{\partial z_c}{\partial v_p} + (1-\sigma)\frac{\partial z_m}{\partial v_p}$$

donc pour tout $p, q \in J_I$ les équations sont valides :

$$-\lambda_q = \beta_q \frac{\sigma\left(\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha\right)+(1-\sigma)\left(\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma\right)}{(1-S_\beta)v_{pq}} \wedge$$

$$-\lambda_L = \frac{\sigma\left(\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha\right)+(1-\sigma)\left(\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma\right)}{v_p}$$

À partir des relations ci-dessus, nous obtenons :

$$v_{pq} = -\frac{\beta_q}{\lambda_q}\cdot\frac{\sigma\left(\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha\right)+(1-\sigma)\left(\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma\right)}{(1-S_\beta)} \wedge$$

$$\wedge\, v_p = -\frac{\sigma\left(\alpha_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\alpha\right)+(1-S_\beta)\left(\gamma_p(1-S_\beta)+\beta_p S_\gamma\right)}{\lambda_L}$$

ce qui nous fait que nous avons :

$$\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_I} v_{pq} = -\frac{\beta_q}{\lambda_q}\cdot\frac{\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma}{(1-S_\beta)} \wedge \sum_{p\in J_I} v_p = -\frac{\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma}{\lambda_L} \qquad (28)$$

En insérant les relations (26–28) dans les équations de bilan (13), on obtient :

$$\forall q \in J_I \quad -\frac{\sigma\alpha_q}{\lambda_q} - \frac{\beta_q}{\lambda_q}\cdot\frac{\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma}{(1-S_\beta)} - \frac{(1-\sigma)\gamma_q}{\lambda_q} = 1 \Rightarrow$$

$$\Rightarrow -\lambda_q = \frac{\sigma\alpha_q(1-S_\beta)+\beta_q\left(\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma\right)+(1-\sigma)\gamma_q(1-S_\beta)}{1-S_\beta}$$

et

$$-\frac{\sigma(1-S_\beta)}{\lambda_L}-\frac{\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma}{\lambda_L}-\frac{(1-\sigma)(1-S_\beta)}{\lambda_L}=1\Rightarrow-\lambda_L=1$$

Après avoir inséré les multiplicateurs de Lagrange calculés dans les relations (26–28), on obtient l'égalité :

$$\forall q\in J_I\quad\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}=\frac{\sigma\alpha_q(1-S_\alpha)}{Q_q(\sigma,\alpha_q,\beta_q,\gamma_q,S_\alpha,S_\beta,S_\gamma)}\wedge\sum_{p\in J_C}\overline{u}_p=\sigma(1-S_\alpha)\qquad(29)$$

$$\forall q\in J_I\quad\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}=\frac{(1-\sigma)\gamma_q(1-S_\alpha)}{Q_q(\sigma,\alpha_q,\beta_q,\gamma_q,S_\alpha,S_\beta,S_\gamma)}\wedge\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p=(1-\sigma)(1-S_\alpha)\quad(30)$$

et:

$$\forall q\in J_I\quad\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}=\frac{\beta_q\left(\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma\right)}{Q_q(\sigma,\alpha_q,\beta_q,\gamma_q,S_\alpha,S_\beta,S_\gamma)}\wedge\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p=\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma\quad(31)$$

où

$$Q_q(\sigma,\alpha_q,\beta_q,\gamma_q,S_\alpha,S_\beta,S_\gamma)=$$
$$=\sigma\alpha_q(1-S_\beta)+\beta_q\left(\sigma S_\alpha+(1-\sigma)S_\gamma\right)+(1-\sigma)\gamma_q(1-S_\beta)>0$$

Les formules (29–31) déterminent les parts de référence des facteurs de production de capital et de travail impliqués (respectivement) dans le secteur des biens de consommation. ($\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\wedge\sum_{p\in J_C}\overline{u}_p$), investissement ($\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\wedge\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p$) et militaires ($\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\wedge\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p$). Les conclusions suivantes peuvent être tirées de ces équations.

Premièrement, la part totale[7] $\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}$. Les dépenses du stock de capital q investi dans le secteur produisant des biens et services de consommation, conformément à la règle d'or de l'accumulation et des armements, dépendent de σ, α_q, β_q, γ_q et α_r, β_r i γ_r (pour $r\in J_I\wedge r\neq q$). Signes des dérivées partielles[8]

[7] Si le contexte le permet, nous omettrons le quantificateur général $\forall$ dans les conclusions verbales suivantes.

[8] Estimation des signes des dérivées partielles

$$\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq},\sum_{p\in J_C}\overline{v}_{pq},\sum_{p\in J_C}\overline{w}_{pq},\sum_{p\in J_C}\overline{u}_p,\sum_{p\in J_C}\overline{v}_p,\sum_{p\in J_C}\overline{w}_p$$

au respect de α_q, β_q, γ_q, α_r, β_r i γ_r (pour $r\neq q$) il ne faut pas oublier, que

$$S_\alpha=\sum_{r\in J_I}\alpha_r,S_\beta=\sum_{r\in J_I}\beta_r\text{ et }S_\gamma=\sum_{r\in J_I}\gamma_r.$$

Tableau 1. Signes des dérivées partielles $\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}$, $\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{w}_{pq}\right)}{\partial x}$ **et** $\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial x}$

x	$\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}$	$\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\right)}{\partial x}$	$\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial x}$
σ	+	–	ambiguë
α_q	+	–	–
β_q	–	–	+
γ_q	–	+	–
α_r	–	–	+
β_r	+	–	–
γ_r	–	–	+

La fonction sgn x du tableau 1 (pour plus de clarté) est définie comme $\operatorname{sgn} x = \begin{cases} - & \forall x < 0 \\ 0 & \Leftarrow \quad x = 0 \\ + & \forall x > 0 \end{cases}$

Source: calculs propres.

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}$$

(où x désigne les variables indépendantes ultérieures influençant la part $\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}$) sont répertoriés dans le tableau 1 (les signes y sont également inclus)

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\right)}{\partial x} \text{ i } \frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial x}$$

nous y reviendrons dans les conclusions suivantes)[9].

Les signes des dérivées partielles sont indiqués dans le tableau 1 :

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}$$

[9] Nous ne fournissons pas d'équations décrivant les dérivées partielles listées dans le tableau 1 pour deux raisons. Premièrement, ces dérivées sont des quotients assez complexes de fonctions de variables expliquant les contributions à la règle d'or $\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}$, $\sum_{p\in J_C}\overline{v}_{pq}$ et $\sum_{p\in J_C}\overline{v}_{pq}$. Deuxièmement, du point de vue des conclusions économiques, les signes des dérivées (résultant de ces équations) sont plus importants que les équations décrivant les dérivées mentionnées.

mènent à la conclusion que la règle d'or partage $\sum_{p\in J_C} \overline{u}_p$ (les dépenses du q-ième capital employé dans le secteur produisant des biens et services de consommation) sont plus élevées, plus l'élasticité σ de la fonction d'utilité sociale par rapport à la consommation à long terme par employé est élevée α_q fonction de production des producteurs de biens et services de consommation en fonction du q-ième facteur de production de capital et de l'élasticité β_r la fonction de production dans le secteur de l'investissement par rapport aux intrants d'autres ressources en capital et les valeurs d'élasticité les plus faibles β_q fonction de production dans le secteur producteur d'investissements, flexibilité α_r fonction de production dans le secteur de la consommation et chacune des élasticités γ_r (c'est-à-dire, également γ_q) fonction de production dans le secteur militaire.

Deuxièmement, la part totale $\sum_{p\in J_C} \overline{u}_p$ plus l'élasticité de la fonction d'utilité sociale σ est élevée, et plus les élasticités sont faibles, plus les facteurs de main-d'œuvre utilisés par les producteurs de biens et services de consommation sont importants α_r (dla $r \in J_I$) fonction de production des producteurs de biens et services destinés aux consommateurs.

Troisièmement, dans les cas extrêmes, c'est-à-dire lorsque $\sigma \to 0^+$ ou $\sigma \to 1^-$, des relations se produisent

$$\sigma \to 0^+ \Rightarrow \left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_C} \overline{u}_{pq} \to 0 \wedge \sum_{p\in J_C} \overline{u}_p \to 0 \right)$$

et

$$\sigma \to 1^- \Rightarrow \left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_C} \overline{u}_{pq} \to \frac{\alpha_q(1-S_\beta)}{\alpha_q(1-S_\beta)+\beta_q S_\alpha} \wedge \sum_{p\in J_C} \overline{u}_p \to 1-S_\alpha \right)$$

Donc si la société ne valorise que la sécurité ($\sigma \to 0^+$), ce sont des actions $\sum_{p\in J_C} \overline{u}_{pq}, \sum_{p\in J_C} \overline{u}_p$ les intrants de capital et de travail affectés au secteur des biens de consommation convergent vers 0, ce qui entraîne une diminution de la production de ce secteur, c'est-à-dire que la société vit dans une extrême pauvreté $\overline{c} \to 0$. Toutefois, dans le cas où seul le bien-être est valorisé ($\sigma \to 1^-$) consommation à long terme par travailleur $\overline{c}$ atteint alors son niveau maximal possible. Elle fonctionne ensuite selon la règle d'or de l'accumulation du capital, bien que (comme on le verra bientôt) elle soit totalement vulnérable.

Quatrièmement, la règle d'or partage $\sum_{p\in J_M} \overline{w}_{pq}$ les dépenses d'investissement du secteur militaire dépendent des mêmes variables que les parts analogues de capital employées dans le secteur produisant des biens et services de consommation. Le tableau 1 montre également que, dans le cas de l'élasticité σ

de la fonction d'utilité sociale et de l'élasticité β_q, α_r et γ_r fonctions de production considérées

$$\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}=-\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\right)}{\partial x}$$

par conséquent, ces variables influencent la part des ressources en capital allouées au secteur militaire dans le sens inverse de la part de ces ressources engagées dans le secteur produisant des biens et services de consommation. Dans d'autres cas,

$$\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}\right)}{\partial x}=\operatorname{sgn}\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\right)}{\partial x}$$

(c'est-à-dire élasticités β_q, α_r et γ_r affectent les actions $\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}$ et $\sum_{p\in J_C}\overline{u}_{pq}$ dans la même direction).

Cinquièmement, une élasticité σ élevée de la fonction d'utilité sociale et/ou une somme élevée S_γ la flexibilité de la fonction de production dans le secteur militaire s'accompagne d'une faible valeur de la somme des départements $\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p$ charge de travail destinée aux producteurs de biens et services militaires.

Sixièmement, aux valeurs extrêmes de l'élasticité σ de la fonction d'utilité sociale, il existe des relations :

$$\sigma\to 0^+\Rightarrow\left(\forall q\in J_I\quad\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\to\frac{\gamma_q(1-S_\beta)}{\beta_q S_\gamma+\gamma_q(1-S_\beta)}\wedge\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p\to 1-S_\gamma\right)$$

et

$$\sigma\to 1^-\Rightarrow\left(\forall q\in J_I\quad\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\to 0\wedge\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p\to 0\right)$$

La conclusion est que, dans le premier cas susmentionné, l'économie atteint la règle d'or des armements, la production par secteur militaire opérationnel atteignant sa valeur maximale. Dans le second cas, il s'agit de la règle d'or de l'accumulation du capital. De plus, si $\sum_{p\in J_M}\overline{w}_{pq}\to 0\wedge\sum_{p\in J_M}\overline{w}_p\to 0$, alors les intrants de facteurs de production dans le secteur militaire et (par conséquent) la production de ce secteur tombent à 0, ce qui rend l'économie complètement sans défense.

Septièmement, parce que

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial\sigma}=\beta_q(1-S_\beta)\frac{\gamma_q S_\alpha-\alpha_q S_\gamma}{Q_q^2(\sigma,\alpha_q,\beta_q,\gamma_q,S_\alpha,S_\beta,S_\gamma)}$$

donc si le quotient d'élasticité γ_q/α_q est supérieur [inférieur] au rapport S_γ/S_α somme des élasticités de la fonction de production Cobb–Douglas, alors :

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial\sigma}>0\left[\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}\right)}{\partial\sigma}<0\right]$$

donc une élasticité σ élevée de la fonction d'utilité sociale correspond à une somme élevée [faible] $\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}$ part des dépenses d'investissement consacrées au secteur produisant des produits d'investissement.

Huitièmement, faible [élevée] élasticités α_q, γ_q, β_r [β_q, α_r, γ_r] indiquent les valeurs élevées de la somme des actions $\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}$.

Neuvièmement, plus les élasticités de la fonction de production sont élevées dans les secteurs de la consommation et de la défense, ce qui se traduit par des sommes importantes S_α i S_γ ces flexibilités, y compris la somme d'actions de la règle d'or $\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p$ le taux de main-d'œuvre utilisé par les producteurs d'investissement est plus élevé.

Dixièmement, parce que de la relation (31) découle que :

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p\right)}{\partial\sigma}=S_\alpha-S_\gamma$$

par conséquent, si la somme S_α sera supérieur [inférieur] à la somme S_γ, donc :

$$\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p\right)}{\partial\sigma}>0\left[\frac{\partial\left(\sum_{p\in J_I}\overline{v}_p\right)}{\partial\sigma}<0\right]$$

ce qui signifie que la forte élasticité σ de la fonction d'utilité sociale s'accompagne d'une somme élevée [faible] des parts des intrants de travail dirigés vers les producteurs de produits d'investissement.

Onzièmement, selon la règle d'or des armements [règle d'or de l'accumulation du capital], la somme des parts des dépenses de capital $\sum_{p\in J_I}\overline{v}_{pq}$ et travail

$\sum_{p\in J_I} \overline{v}_p$ impliqué dans la production de produits d'investissement décrit la relation :

$$\sigma \to 0^+ \Rightarrow \left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_I} \overline{v}_{pq} \to \frac{\beta_q S_\gamma}{\gamma_q (1-S_\beta) + \beta_q S_\gamma} \wedge \sum_{p\in J_I} \overline{v}_p \to S_\gamma \right)$$

et

$$\left[\sigma \to 1^- \Rightarrow \left(\forall q \in J_I \quad \sum_{p\in J_I} \overline{v}_{pq} \to \frac{\beta_q S_\alpha}{\alpha_q (1-S_\beta) + \beta_q S_\alpha} \wedge \sum_{p\in J_I} \overline{v}_p \to S_\alpha \right) \right]$$

Conclusion

Dans cet article, nous analysons l'allocation optimale des facteurs de production (capital et travail) entre les secteurs de la consommation, de l'investissement et de la défense, en combinant le modèle à deux secteurs d'Uzawa, l'approche multicapital de Nonneman–Vanhoudt et l'inclusion du secteur militaire. Modélisée par des fonctions Cobb–Douglas étendues, cette économie multiproduits possède un point stationnaire asymptotiquement stable et non trival.

L'analyse de l'équilibre à long terme montre qu'une augmentation de la part des facteurs allouée au secteur de l'investissement stimule la production par travailleur dans l'ensemble des trois secteurs. À l'inverse, l'expansion des secteurs de la consommation ou militaire engendre des effets d'éviction qui déplacent les ressources du secteur de l'investissement, ce qui freine le rythme d'accumulation du capital et réduit, à long terme, la capacité de production globale de l'économie.

Pour résoudre ce dilemme, nous introduisons une fonction d'utilité sociale combinant la prospérité (consommation) et la sécurité (production militaire). Les règles d'or dérivées de ce modèle indiquent les propriétés suivantes :

– Priorité exclusive à la sécurité ($\sigma \to 0^+$) :

  Les parts de capital et de travail allouées au secteur civil tendent vers zéro, plongeant la société dans une extrême pauvreté.

  - Priorité exclusive au bien-être ($\sigma \to 1^-$) : La consommation à long terme atteint son niveau maximal possible, mais le secteur militaire s'effondre, rendant l'économie totalement sans défense.
  - Sensibilité aux élasticités : La part optimale du capital dans le secteur militaire varie dans le sens inverse de celle du secteur de la consommation face aux changements de l'élasticité de l'utilité sociale et des élasticités

sectorielles directes de la production. De plus, des élasticités de substitution plus élevées de la fonction de production dans les secteurs civil et de défense augmentent la part optimale du travail allouée au secteur de l'investissement.

Les auteurs tiennent à remercier Mme Samia Al Kaakour pour ses conseils concernant la traduction de l'article en français.

References

Alptekin, A., & Levine, P. (2012). Military expenditure and economic growth: A meta-analysis. *European Journal of Political Economy*, *28*(4), 636–650.

Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, *98*(5, part 2), 103–125.

Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *Quarterly Journal of Economics*, *106*(2), 407–443.

Benoît, E. (1973). *Defense and economic growth in developing countries*. Lexington Books.

Benoît, E. (1978). Growth and defense in developing countries. *Economic Development and Cultural Change*, *26*(2), 271–280.

Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *American Economic Review*, *18*, 139–165.

Deger, S., & Smith, R. (1983). Military expenditure and growth in less developed countries. *Journal of Conflict Resolution*, *27*(2), 335–353.

Dunne, J. P., Smith, R. P., & Willenbockel, D. (2005). Models of military expenditure and growth: A critical review. *Defence and Peace Economics*, *16*(6), 449–461.

Dunne, J. P., & Tian, N. (2013). Military expenditure and economic growth: A survey. *Economics of Peace and Security Journal*, *8*(1), 5–11.

Dunne, J. P., & Tian, N. (2015). Military expenditure, economic growth and heterogeneity. *Defence and Peace Economics*, *26*(1), 15–31.

Dykas, P., Edigarian, A., & Tokarski, T. (2011). Uogólnienie N-kapitałowego modelu wzrostu gospodarczego Nonnemana–Vanhoudta. *Zeszyty Naukowe Uniwersytetu Ekonomicznego w Poznaniu*, *176*, 161–177.

Dykas, P., Tokarski, T., & Wisła, R. (2023). *The Solow model of economic growth: Application to contemporary macroeconomic issues*. Routledge.

Feder, G. (1982). On exports and economic growth. *Journal of Development Economics*, *12*, 59–73.

Filipowicz, K., Krawiec, A., Połeć, A., & Tokarski, T. (2025, November 4–6). *Golden rules of capital accumulation and golden rules of armaments*. Macromodels International Conference. Toruń. Polska. https://macromodels.pan.pl

Filipowicz, K., Krawiec, A., Połeć, A., & Tokarski, T. (2026). *Wykłady z teorii wzrostu gospodarczego* (t. 2). Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.

Filipowicz, K., & Krawiec, A., & Tokarski, T. (2024). *Wykłady z teorii wzrostu gospodarczego* (t. 1). Wydawnictwo Uniwersytetu Jagiellońskiego.

Filipowicz, K., Krawiec, A., & Tokarski, T. (2025). War and economic growth: An analysis based on extended Solow model. *Defence and Peace Economics*, *36*(6), 825–839. https://doi.org/10.1080/10242694.2024.2435280

Heo, U., & Ye, M. (2016). Defense spending and economic growth around the globe: The direct and indirect link. *International Interactions*, *42*(5), 774–796.

Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "Classics": A suggested interpretation. *Econometrica*, *5*(2), 147–159.

Hou, N., & Chen, B. (2013). Military expenditure and economic growth in developing countries: Evidence from system GMM estimates. *Defence and Peace Economics*, *24*(3), 183–193.

Kurt, S. (2015). Government health expenditures and economic growth: A Feder–Ram approach for the case of Turkey. *International Journal of Economics and Financial Issues*, *5*(2), 441–447.

Malizard, J. (2015). Does military expenditure crowd out private investment? A disaggregated perspective for the case of France. *Economic Modelling*, *46*, 44–52.

Malizard, J. (2016). Military expenditure and economic growth in the European Union: Evidence from SIPRI's extended dataset. *Economics of Peace and Security Journal*, *11*(2), 38–44.

Malizard, J. (2020). L'impact économique de la défense: une approche globale. *Revue Défense Nationale*, *832*, 43–48.

Mylonidis, N. (2008). Revisiting the nexus between military spending and growth in the European Union. *Defence and Peace Economics*, *19*(4), 265–272.

Nonneman, W., & Vanhoudt, P. (1996). A further augmentation of the Solow model and the empirics of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, *111*, 943–953.

Phelps, E. S. (1961). The golden rule of accumulation: A fable for growthmen. *American Economic Review*, *51*(4), 638–643.

Ram, R. (1986). Government size and economic growth: A new framework and some evidence from cross-section and time-series data. *American Economic Review*, *76*(1), 191–203.

Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, *70*(1), 65–94.

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *Review of Economics and Statistics*, *39*(3), 312–320.

Uzawa, H. (1961). On a two-sector model of economic growth. *Review of Economic Studies*, *29*, 40–47.

Uzawa, H. (1963). On a two-sector model of economic growth II. *Review of Economic Studies*, *30*, 105–118.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4486

L'intelligence artificielle et secteur des services dans les pays de l'OCDE

Artificial Intelligence and service sector in OECD countries

Samia AL KAAKOUR

Université Saint Joseph de Beirut[1], Liban
Centre de Documentation et de Recherche Économique
Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznan, Pologne
Institut d'Informatique et d'Économie Quantitative
samiaalkaakour@gmail.com
https://orcid.org/0009-0002-9818-7397

Abstract

Purpose: The emergence of artificial intelligence has profoundly transformed the labor market, particularly in the service sector, where many occupations have been redefined or displaced. This sector is now characterised by an increasing concentration of professions requiring skills in artificial intelligence. This article analyses the impact of artificial intelligence on employment in the service sector across the Organization for Economic Co-operation and Development (OECD).

Design/methodology/approach: This article used the Generalised Method of Moments (GMM) on annual secondary data covering the period 2012–2024 for 36 OECD countries, using STATA 17.0

Findings: The findings suggest a replacement of jobs across the service sector, where the result of the GMM model shows that employment in the service sector decreases by 4.8% for each 1 point of the AI adoption index. Therefore, it is essential to bridge the intersectoral gap to ensure a smooth transition in the labor market.

Originality/value: This study introduces a novel measure of AI constructed using principal component analysis (PCA) based on patents filed by residents and nonresidents across OECD countries. The findings reveal a negative impact of AI on employment in the service sector, underscoring the need to rethink labor market policies and implement tailored upskilling and reskilling strategies to support service sector workers in adapting to emerging employment trends.

Keywords: service sector, Artificial Intelligence, GMM regression, OECD.

[1] B.P. 17-5208 Mar Mikhael, Beyrouth, 1104 2020, Liban.

Résumé

Objectif : L'émergence de l'intelligence artificielle a profondément transformé le marché du travail, en particulier dans le secteur des services, où de nombreuses professions ont été redéfinies ou supprimées. Ce secteur se caractérise désormais par une concentration croissante de métiers nécessitant des compétences en intelligence artificielle. Cet article vise à analyser l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

Conception/méthodologie/approche : Cet article utilise la méthode des moments généralisés (GMM), en utilisant des données secondaires annuelles couvrant la période 2012–2024, dans 36 pays de l'OCDE, à l'aide du logiciel STATA 17.0.

Résultats : Les résultats indiquent un remplacement des emplois dans le secteur des services, où le résultat du modèle GMM montre que l'emploi dans le secteur des services diminue de 4,8% pour chaque point de l'indice d'adoption de l'IA. Par conséquent, il est essentiel de combler l'écart intersectoriel afin d'assurer une transition harmonieuse sur le marché du travail. Ce constat suggère un déplacement des emplois entre les professions et les secteurs.

Originalité/valeur : Cette étude propose une mesure inédite de l'IA construite à l'aide d'une analyse en composantes principales (ACP) à partir des brevets déposés par les résidents et les non-résidents dans les pays de l'OCDE. Les résultats révèlent un impact négatif de l'IA sur l'emploi dans le secteur des services, soulignant la nécessité de repenser les politiques du marché du travail et de mettre en œuvre des stratégies ciblées de perfectionnement et de reconversion des compétences afin d'aider les travailleurs du secteur des services à s'adapter aux tendances émergentes de l'emploi.

Mots-clés : secteur des services, intelligence artificielle, méthode GMM, OCDE.

JEL classification : J21, O33, C53, C01, C13.

Introduction

L'intelligence artificielle (IA) transforme profondément le marché du travail dans les pays de l'OCDE. Son impact varie selon les secteurs économiques et les compétences requises, soulevant des questions cruciales sur l'évolution de l'emploi. Alors que certains emplois disparaissent sous l'effet de l'automatisation, d'autres émergent, nécessitant de nouvelles qualifications en IA. Cette dynamique rend essentielle une analyse prospective pour mieux comprendre l'ampleur de ces mutations.

Alors que l'intelligence artificielle façonne le marché du travail, il est important d'en examiner l'impact sur les différents secteurs économiques. Par

conséquent, les décideurs politiques doivent être conscients de ses effets afin de maintenir un équilibre sur le marché du travail.

De plus, il existe de nombreuses preuves que les changements technologiques biaisés en faveur des compétences sont plus répandus dans les pays en développement comme le montre l'étude de Doraszelski et Jaumandreu (2018) qui examine l'effet du changement technologique sur l'augmentation de la main-d'œuvre en Espagne. Par ailleurs, une étude de Wu et Kane (2021) analyse l'impact du changement technologique multidimensionnel sur les compétences des travailleurs. Ainsi, cette étude se concentre sur les deux aspects de l'intelligence artificielle : créer des emplois ou remplacer des emplois à travers le secteur des services (Rasulov, 2022).

Problématique

L'émergence de l'IA a restructuré la nature des professions, et la demande de compétences en IA se concentre principalement dans le secteur des services.

Selon un rapport de l'OCDE, l'indicateur d'intensité de l'IA dans les secteurs de l'électronique, des médias, des télécommunications, de la finance et des assurances, ainsi que de la recherche et du développement est le plus élevé de tous les secteurs économiques (Calvino et al., 2024). Par ailleurs, les emplois de tâches routinières sont remplacés par les emplois de compétences liées à l'intelligence artificielle, ce qui a augmenté la demande de compétences humaines (Broecke, 2023) et implique un effet de création ou un effet de substitution (Ding et al., 2023).

En outre, le secteur des services occupe une place supérieure dans les économies de l'OCDE, représentant 72,53% de la valeur ajoutée du produit intérieur brut (PIB). Toutefois, la croissance de l'emploi dans ce secteur montre des signes d'abattement, avec un taux passant de 3,9% en 2023 à 2% en 2024 ; ce qui souligne l'importance de ce secteur (World Bank, 2024).

Question de recherche

Dans quelle mesure l'intelligence artificielle affecte-t-elle le niveau d'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) ? Aboutit-elle à une création ou à une destruction d'emplois ? et quelles implications cela a-t-il en matière de politique publique ?

L'objectif de cette recherche

De nombreuses études analysent les effets de l'intelligence artificielle sur le chômage et l'emploi dans différents pays, mais peu soulignent son impact sur

les secteurs économiques, en particulier sur le secteur des services, au sein des pays de l'OCDE.

Le choix de se concentrer sur les pays membres de l'OCDE repose sur des raisons analytiques fondamentales. Ces nations se caractérisent par des structures économiques post-industrielles, dans lesquelles le secteur des services représente la part dominante du PIB et de l'emploi, ce qui ouvre de nouvelles perspectives sur les professions les plus exposées à l'IA. Par ailleurs, les pays de l'OCDE figurent à l'avant-garde de l'adoption de l'IA : ils disposent d'infrastructures numériques, d'investissements en recherche et développement (R&D) ainsi que de marchés du travail hautement qualifiés, nécessaires au déploiement de ces technologies.

Compte tenu de la diversité des 38 pays membres de l'OCDE et des écarts significatifs dans la taille de la main-d'œuvre spécialisée en IA d'un pays à l'autre, cette structure d'analyse permet d'examiner différents niveaux de maturité technologique et leur incidence sur le secteur des services.

Il ressort que la plus grande proportion d'emplois requérant des compétences en IA se concentre dans les pays d'Europe du Nord et au Royaume-Uni (environ 0,45%), tandis que les pays d'Europe du Sud, tels que l'Italie, l'Espagne et le Portugal, affichent les parts les plus faibles (inférieures à 0,27%).

Le rapport de l'OCDE révèle en effet que les dix professions présentant la plus forte proportion d'offres d'emploi exigeant des compétences en IA appartiennent toutes à ce secteur. Il s'agit de postes techniques hautement qualifiés, notamment mathématiciens, actuaires et statisticiens (5,2%), développeurs de logiciels et d'applications (4,9%), responsables des technologies de l'information et de la communication (4,3%), spécialistes des bases de données et des réseaux (3,6%), et ingénieurs en électronique (3,2%). Ces cinq premières professions affichent toutes un taux supérieur à 3%, soit plus de quatre fois la moyenne calculée sur l'ensemble des professions (Green & Lamby, 2023).

Par conséquent, cette recherche vise à examiner l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'OCDE, en utilisant la méthode des moments généralisés (GMM).

À travers cette analyse, l'étude entend apporter un éclairage sur les interactions complexes entre l'adoption de l'intelligence artificielle et les dynamiques du marché du travail, en s'attachant à identifier les risques et les opportunités que les avancées technologiques font peser sur les économies de l'OCDE (İşcan, 2021).

Cet article est divisé en 4 sections. La première section présente la revue de littérature incluant les théories qui relient l'emploi et l'intelligence artificielle. La deuxième section, après une revue de la littérature empirique, présente le modèle de régression en données de panel, couvrant 36 pays sur la période 2012–2024. La section 3 estime ce modèle via la méthode des moments généralisés

et discute les résultats obtenus. Enfin, la section 4 comprend la conclusion et les recommandations.

1. Revue de littérature

Comme base, la théorie de la croissance économique relie les fondamentaux économiques à l'emploi et au progrès technique et est fondée sur l'innovation. En plus, la théorie de la destruction créatrice et la théorie du changement technologique biaisé expliquent l'impact de l'intelligence artificielle sur la main-d'œuvre, en termes de remplacement et de création d'emplois, et sur les travailleurs qualifiés et non qualifiés.

En se basant sur le modèle néoclassique et les nouvelles théories de croissance économique endogène, on explique la relation entre capital humain, innovation technologique et croissance économique par le modèle de Romer (1989) qui a ajouté le changement technologique, présenté dans l'équation suivante :

$$Y = F(L, H, K, A)$$

où L – le stock de travail physique, H – le stock total de capital humain formé, K – le capital physique et A – l'indicateur du niveau de technologie. Il est à noter que l'augmentation de la population active conduit à une augmentation du stock de travail physique L, qui est aussi relative à l'augmentation de l'éducation et du niveau de formation (Romer, 1989).

Par ailleurs, le modèle de croissance économique développé par Growiec (2019) intègre la complémentarité entre capital et travail et s'inscrit dans le cadre des théories de la croissance unifiée couvrant la période préindustrielle. Il souligne également le rôle central de la théorie du changement technologique biaisé vers les compétences (Skill-Biased Technological Change, SBTC). Ce modèle, connu sous le nom de « Hardware-Software », distingue deux composantes : le hardware, assimilé au travail et au capital physique, et le software, correspondant au travail cognitif humain ainsi qu'à l'intelligence artificielle (IA). Ce cadre constitue une contribution originale à la modélisation de la croissance économique à long terme, en articulant les tendances macroéconomiques antérieures aux années 1980 avec l'ère actuelle de la digitalisation, caractérisée par une dissociation progressive entre la communication et le stockage de l'information d'un côté, et le temps de réflexion humaine de l'autre.

Au-delà de la relation entre travail et capital propre à la théorie de la croissance économique, la dynamique du marché du travail dans les pays de l'OCDE peut également être éclairée par la théorie de la destruction créatrice, qui rend

compte de manière plus directe des mécanismes de création et de destruction d'emplois. Formulée par Schumpeter (1942), cette théorie décrit un processus continu par lequel de nouvelles unités de production, portées par des produits et des procédés innovants, viennent remplacer les unités devenues obsolètes.

Ainsi illustrée par Aghion et Howitt (2023), la destruction créatrice implique que chaque innovation réussie génère de la croissance, mais rend également obsolètes les innovations, produits et modèles d'affaires antérieurs. L'économie croît parce que les entreprises et les entrepreneurs s'efforcent continuellement d'inventer de meilleures technologies. Par conséquent, la concurrence entre les entreprises doit être suffisamment vive pour inciter les entreprises à innover, mais les politiques publiques doivent également protéger l'entrée sur les marchés, favoriser l'éducation et soutenir la recherche afin que de nouveaux innovateurs puissent émerger.

Appliqué au contexte de l'intelligence artificielle, ce cadre permet de comprendre comment l'IA, en éliminant certaines tâches routinières, génère simultanément de nouvelles opportunités dans des secteurs et des professions exigeant des compétences technologiques avancées. C'est précisément dans cette perspective que la théorie du SBTC prend tout son sens, en rendant compte du déplacement de la demande de travail en faveur des professions requérant des compétences en intelligence artificielle.

Cependant, l'impact de la destruction créatrice sur la croissance économique peut être positif ou négatif. D'une part, elle peut augmenter la productivité et l'efficacité ; d'autre part, elle peut également provoquer des déplacements et des perturbations. L'équilibre entre les avantages et les coûts de la destruction créatrice est essentiel pour garantir une croissance économique durable et le bien-être de la société (Uctu et al., 2024).

Par ailleurs, à l'ère de l'industrie 5.0, l'accélération du changement technologique a changé la structure du marché du travail, ce qui a entraîné la disparition des professions de moyenne compétence, en particulier dans les occupations pertinentes à la production et les emplois de bureau. Selon Acemoglu et Restrepo (2019), le modèle du changement technologique biaisé (SBTC) canonique se produit lorsque les tâches et les biens produits par des travailleurs qualifiés deviennent plus productifs et remplacent ceux produits par des travailleurs moins qualifiés. Le mécanisme économique est donc médiatisé par l'élasticité de substitution :

$$\sigma = \lambda \left(1 - \frac{\partial Ln\left(\frac{\Gamma H}{\Gamma L}\right)}{\partial Ln\left(\frac{AhH}{\Gamma lL}\right)} \right) \geq 1$$

ou σ signifie l'élasticité de substitution dérivée entre le travail qualifié et le travail non qualifié. Cette élasticité reflète deux types de substitution : la substitution entre les tâches, qui est représentée par λ, qui signifie qu'avec un travail qualifié plus productif, il en résulte une plus grande production de tâches à forte intensité de compétences. La substitution à marge extensive signifie qu'il y a un déplacement de certaines tâches du travail et du capital vers le travail qualifié. C'est à cause de ce type de substitution que $\sigma \geq \lambda$.

En outre, contrairement aux changements qui améliorent les facteurs AL, AH et AK, lesquels accroissent la productivité d'un facteur de manière uniforme sur l'ensemble des tâches. Ce cadre analytique permet d'examiner l'impact des avancées technologiques qui affectent la productivité d'un facteur de façon sélective, c'est-à-dire uniquement sur certaines tâches spécifiques. Cette distinction est essentielle pour comprendre comment l'automatisation et l'IA peuvent simultanément déplacer certains travailleurs et en compléter d'autres selon la nature des tâches concernées.

Il est crucial de noter que les nouvelles tâches conduisent à une augmentation ou une réduction de la prime de compétence, ce qui dépend de la main-d'œuvre si elle est allouée à la main-d'œuvre qualifiée ou non qualifiée (Acemoglu & Restrepo, 2020).

Le débat s'est déplacé vers une vision qui montre les effets potentiels du « Déplacement » de l'emploi liés aux nouvelles technologies. Par conséquent, la technologie favorise le travail qualifié par rapport au travail non qualifié, ce qui a augmenté la demande de main-d'œuvre qualifiée, grâce à l'accroissement de sa productivité (O'Reilly et al., 2018).

2. Revue de littérature empirique

Tout d'abord, conformément à la théorie de la croissance économique, il est important de noter que la technologie a eu un effet positif sur l'emploi, ce qui est expliqué par les travaux de Gu et al. (2022), qui ont analysé l'effet direct du développement de l'intelligence artificielle sur l'emploi en Chine en utilisant la méthode des effets fixes de la période 2007–2020. Cette étude révèle une augmentation de la main-d'œuvre intersectorielle.

Par ailleurs, une autre étude se concentre sur l'effet de l'intelligence artificielle sur le secteur manufacturier, en utilisant la méthode des différences de différences. Les résultats montrent que l'application de l'intelligence artificielle aboutit à une augmentation de la demande de compétences hautement qualifiées (Shao et al., 2022).

En outre, une étude examinant l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans les secteurs économiques sur la période 2014–2022, en utilisant la méthode des doubles différences au niveau de l'entreprise, montre que le risque de substitution par l'intelligence artificielle demeure principalement concentré dans le secteur manufacturier, tandis que celui des professions du secteur des services devient progressivement préoccupant. En outre, l'application des technologies d'intelligence artificielle dans les entreprises de services augmentera l'effectif total et absorbera davantage d'emplois **(**Lin et al., 2026**).**

Bien que des études montrent un impact positif de l'IA sur l'emploi, une étude menée en Chine a utilisé une analyse de données de panel pour 30 provinces couvrant la période de 2003 à 2017, en recourant à une analyse de régression à seuil, montrant que le progrès technologique a progressivement affaibli l'emploi des compétences intermédiaires, et que l'emploi des compétences élevées suit une forme en U (Ma et al., 2022).

3. Méthodologie utilisée

Cet article utilise la méthode des moments généralisée (GMM) concernant 36 pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE)[2]. Les données de cet article sont annuelles et couvrent la période 2012–2024. L'année 2012 a été retenue comme point de départ de cette étude. Cette date revêt une double signification dans l'histoire de l'intelligence artificielle. D'une part, elle coïncide avec la percée décisive de l'apprentissage profond, illustrée par la performance remarquable du modèle AlexNet lors du concours ImageNet Large Scale Visual Recognition Challenge (ILSVRC), qui a consacré la supériorité des réseaux de neurones profonds sur les approches classiques. D'autre part, comme le soulignent certains auteurs, 2012 marque également un moment de relative modestie des systèmes d'intelligence artificielle conversationnelle, tels que l'assistant Siri d'Apple.

L'analyse de ces données est effectuée à l'aide du logiciel d'analyse statistique STATA 17.0. Ces données sont extraites de la Banque mondiale et de

[2] Les États unis, France, Israël, la Suède, le Japon, Luxembourg, l'Estonie, la Grèce, la Finlande, la Suisse, Canada, l'Australie, l'Espagne, la République Tchèque, l'Autriche, l'Allemagne, l'Italie, la Lituanie, La Pologne, la Lettonie, la Slovénie, la Norvège, l'Islande, Nouvelle-Zélande, la Royaume-Uni, la Belgique, les Pays bas, la Turquie, le Portugal, le Danemark, Chypre, la république Slovaque, la Colombie, la Hongrie, le Chili et la Mexique.

l'Organisation internationale du Travail (ILOSTAT)[3]. Ensuite, le nombre de pays est $N = 36$ et le nombre d'années est $T = 13$, ce qui indique qu'on a $N \cdot T = 468$ observations.

3.1. Justification du choix des variables

EMPSERV : Le nombre d'employés dans le secteur des services (secteur large), âgés de 24 à 54 ans, constitue la variable dépendante. Exprimé en milliers, il a fait l'objet d'une transformation logarithmique en raison de la présence de valeurs de grande magnitude (exprimées en milliers) (Benoit, 2011). Ces données sont extraites de l'Organisation internationale du Travail (ILOSTAT).

LLNEMSERV : c'est la variable endogène (retardée) de l'emploi dans le secteur des services (EMPSERV), qui est le logarithme de l'emploi dans le secteur des services.

IA : C'est un proxy d'IA, un indice construit par la méthode d'analyse en composantes principales (ACP) est une variable indépendante (variable d'intérêt), composée de demandes de brevets (résidentielles et non-résidentielles). Les demandes de brevets sont des demandes de brevets mondiales déposées via la procédure du Traité de coopération en matière de brevets ou auprès d'un office national des brevets pour des droits exclusifs sur une invention, un produit ou un procédé qui propose une nouvelle façon de faire quelque chose ou offre une nouvelle solution technique à un problème. Dans le cas d'offices régionaux tels que l'Office européen des brevets, un résident est un demandeur provenant de l'un des États membres de la convention régionale sur les brevets. Les données sur les brevets couvrent les demandes et les octrois classés par domaine technologique. Cet indicateur est calculé en utilisant la méthode d'analyse en composantes principales. L'indice d'IA est une variable standardisée comprise entre 0 et 100. Une valeur proche de 0 indique une faible exposition à l'intelligence artificielle, tandis qu'une valeur proche de 100 reflète une forte exposition.

L'utilisation du nombre de brevets est basée sur une étude faite par Mutascu (2021), qui a utilisé le nombre de brevets résidentiels comme un proxy de l'IA. Cette étude examine l'impact de l'intelligence artificielle sur le chômage dans les pays les plus avancés technologiquement et économiquement, à partir d'un modèle théorique appuyé par une validation empirique. Sur le plan méthodologique, les auteurs utilisent une approche non linéaire combinant un modèle à seuil en panel (*panel threshold*) et une estimation GMM-système, sur un échantillon de 23 pays couvrant la période 1998–2016.

[3] https://rshiny.ilo.org/dataexplorer35/?lang=en&segment=indicator&id=EMP_TEMP_SEX_AGE_ECO_NB_Q

Une étude montrant que l'IA a un effet positif sur le niveau d'emploi, telle qu'une étude, qui examine la relation entre la diffusion d'IA et l'emploi dans 16 pays européens durant la période 2011–2019, et qui montre une augmentation des occupations qui sont plus exposées à l'IA (Albanesi et al., 2025). En plus, une autre étude menée en Europe sur la période 2012–2022 a montré que l'exposition à l'IA affecte positivement la croissance de l'emploi (Guarascio & Reljic, 2025).

EFFGOUV : L'efficacité gouvernementale correspond à une dimension de la qualité de la gouvernance. Cet indicateur est un proxy de gouvernance ; il reflète les perceptions de la qualité des services publics et de leur indépendance vis-à-vis des pressions politiques. Les valeurs standard se situent entre –2,5 et 2,5. Il s'agit d'une variable de contrôle, exprimée sous forme numérique (estimation) et extraite de la Banque mondiale.

Une étude utilisant un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM) dans les pays d'Asie du Sud a mis en évidence une relation directe entre l'augmentation du taux de chômage et la gouvernance (Shabbir et al., 2019).

IDE : L'investissement direct à l'étranger constitue une catégorie d'investissement transfrontalier associée à la détention, par un résident d'une économie, d'un contrôle ou d'un degré significatif d'influence sur la gestion d'une entreprise résidente d'une autre économie. La possession de 10% ou plus des droits de vote est considérée comme la preuve de l'existence d'une relation d'investissement direct. Cet indicateur est exprimé en prix courants, ce qui signifie qu'aucun ajustement n'a été effectué pour tenir compte des variations de prix au fil du temps. C'est une variable de contrôle exprimée en dollars américains courants et extraite de la Banque mondiale.

Une étude examinant la relation entre l'investissement direct à l'étranger et le niveau d'emploi au Nigéria, en utilisant des données de 1985 à 2017 et appliquant la méthode des moindres carrés ordinaires entièrement modifiés (FMOLS), a montré qu'une augmentation d'unité de l'investissement direct à l'étranger a abouti à une augmentation de 0,97 unités du niveau d'emploi (Osabohien et al., 2020).

POP : C'est la population totale âgée de 15 à 64 ans exprimée en pourcentage de la population totale. La population est basée sur la définition de facto de la population, qui recense l'ensemble des résidents indépendamment de leur statut juridique ou de leur nationalité. Elle est exprimée en pourcentage de la population totale, et extraite de la Banque mondiale.

Une étude indiquant l'existence d'une relation positive entre l'emploi et la population au sein des pays de l'OCDE, dont la croissance des services et l'augmentation du taux d'activité féminin (notamment chez les femmes mariées ayant des enfants) ont élargi la population active, montre que les évolutions

démographiques et sociales au sein de la population en âge de travailler peuvent accroître l'emploi (Blyton, 2018).

3.2. Statistique descriptive

La statistique descriptive décrit, présente et résume les caractéristiques essentielles d'un ensemble de données, telles que la moyenne, l'écart-type, la valeur minimale et la valeur maximale (Kaur et al., 2018).

Tableau 1. Statistiques descriptives

Variables	Observations	Moyenne	Écart-type	Min	Max
EMPSERV	468	11720	21227,4	127,53	128087,9
LNEMPSEV	468	8,301	1,554	4,848	11,760
LLNEMSERV	432	8,292	1,555	4,848	11,754
IA	468	5,052	17,092	0	100
IDE	468	4,90e+09	4,95e+10	-3,45e+11	2,18e+11
POP	468	65,510	2,540	58,734	71,825
EFFGOUV	468	1,164	0,583	-3,433	2,210

Source : élaboration propre basée sur STATA 17.0.

Le tableau 1 montre que l'emploi dans le secteur des services (EMPSERV) présente une moyenne de 11 720 employés dans le secteur des services, valeur inférieure à la valeur de l'écart-type (21 228), ce qui indique une forte dispersion des données. En revanche, après la transformation logarithmique, la variance est stabilisée, et la moyenne est de 8,30, plus grande que l'écart-type de 1,55. Par ailleurs, la variable endogène (LLNEMSERV), qui correspond à la valeur de LNEMSERV en t-1, a montré une variance stable et une moyenne de 8,29 qui est plus grande que l'écart-type (1,55) ; des valeurs quasi identiques à celles observées après transformation logarithmique.

En plus, toutes les autres variables montrent une moyenne supérieure à l'écart-type, ce qui indique que les valeurs sont concentrées autour de la moyenne.

3.3. Matrice de corrélation

La matrice de corrélation montre les associations entre les variables dépendantes et indépendantes et entre les variables elles-mêmes. La corrélation est exprimée par le coefficient de corrélation (*r*) (Daemen & Rijmen, 2020).

Tableau 2. Matrice de correlation

	LNEMP-SERV	LLNEMP-SER	LNAI	LNIDE	LNPOP	LNEF-FGOUV
LNEMP-SERV	1					
LLNEMP-SER	0,9979*	1				
LNIA	0,8569*	0,8551*	1			
LNIDE	0,4482*	0,4518*	0,5202*	1		
LNPOP	–0,2279*	–0,2231*	–0,3081*	–0,2276*	1	
LNEF-FGOUV	–0,0908	–0,0900	0,1288*	0,3500*	–0,1974*	1

Source : Calcul de l'autrice en utilisant STATA 17.0.

Selon la matrice de corrélation présentée dans le tableau 2, il existe une forte corrélation positive (r = 0,9979) entre l'emploi dans le secteur des services en période t (LNEMPSERV) et la valeur en t – 1 (LLNEMPSER), qui est la variable endogène ; cela explique la grande persistance de la série.

En plus, il existe une forte corrélation positive entre l'indice d'IA et l'emploi dans le secteur des services (r = 0,8569). Cela suggère que les secteurs présentant une exposition plus élevée à l'IA ont tendance à être associés à des niveaux d'emploi plus élevés dans les services.

Ensuite, il y a une relation positive mais faible (r = 0,4482) entre l'investissement direct à l'étranger (LNIDE) et l'emploi dans le secteur des services (LNEMPSERV). Cela montre que l'IDE constitue un facteur secondaire affectant l'emploi dans le secteur des services.

Cependant, la population montre une corrélation négative et faible avec l'emploi dans le secteur des services (r = –0,2279), ce qui implique que l'emploi dans le secteur des services en proportion de la population est faible ; en raison de l'effet direct de l'adoption et de la diffusion de l'IA, l'impact de la population sur l'emploi dans le secteur des services se trouve occulté.

3.4. Les tests de diagnostic

Avant d'estimer le modèle dynamique GMM, il est nécessaire d'appliquer certains tests pour évaluer les propriétés statistiques des données ; ces tests sont : le test de multicolinéarité, d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation.

3.4.1. Multicolinéarité

La multicolinéarité, désigne une situation dans laquelle deux ou plusieurs variables indépendantes d'un modèle de régression présentent des corrélations élevées entre elles.

Tableau 3. Valeurs de la Variance Inflation Factor (VIF)

Variable	VIF	1/VIF
LLNEMSERV	5,92	0,169
LNIA	5,65	0,177
LNIDE	1,59	0,629
LNEFFGOUV	1,56	0,640
LNPOP	1,50	0,668
Moyenne VIF	3,24	

Source : élaboration propre basée sur STATA 17.0.

Le tableau 3 présente les coefficients de corrélation par paires entre les variables. Toutes les valeurs se situent bien en dessous du seuil conventionnel de 10, ce qui indique l'absence de multicolinéarité sévère susceptible de compromettre la fiabilité de l'estimation, ce qui confirme que la multicolinéarité ne pose pas de problème dans le modèle (Wooldridge, 2016).

3.4.2. Hétéroscédasticité

Ce test est utilisé pour déterminer si la variance des résidus est constante ou non, où l'hypothèse nulle est que la variance est constante et que les erreurs sont homoscédastiques (Astivia & Zumbo, 2019).

Les résultats du test de Breusch-Pagan montrent que la valeur de probabilité $p = 0{,}000$ est inférieure à 0,05, ce qui indique la présence d'hétéroscédasticité et que la variance des erreurs n'est pas constante.

3.4.3. Autocorrélation

Ce test est utilisé pour savoir si les erreurs sont corrélées entre elles, où l'hypothèse nulle consiste en ce que les erreurs ne sont pas corrélées (Wooldridge, 2016). Le test de Wooldridge a indiqué une valeur de probabilité $p = 0{,}000$, ce qui montre la présence d'autocorrélation.

3.5. Spécification du modèle et technique d'estimation de GMM

Tout d'abord, avant d'estimer, on a utilisé une méthode pour créer un indicateur de l'intelligence artificielle, fondée sur l'analyse des composants principaux (ACP). Ensuite, on va estimer l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services en utilisant le modèle des moments généralisés (GMM).

Selon Arellano–Bond (Arellano & Bond, 1991) et Arellano–Bover / Blundell–Bond (Arellano & Bover, 1995 ; Blundell & Bond, 1998), ces estimateurs sont utilisés lorsque le nombre de pays (*N*) est supérieur au nombre d'années (*T*), et en présence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité. Cette méthode élimine l'hétérogénéité inobservable et traite l'endogénéité à l'aide d'instruments. L'estimation d'Arellano–Bond commence par transformer tous les régresseurs, ce qu'on appelle le GMM en différence. Ces modèles présentent des avantages par rapport aux modèles OLS en panel poolés, qui ne prennent pas en compte l'hétérogénéité non observée entre les pays et génèrent des estimateurs biaisés lorsque les régresseurs sont corrélés avec des facteurs structurels omis (Baltagi, 2021). Ensuite, comme test de validité de GMM, on utilise les tests de Hansen-*J* (2010) et de Sargan (1958) qui sont utilisés pour évaluer la validité des instruments et tester l'autocorrélation.

Avant d'estimer ces variables, on a utilisé la transformation logarithmique en raison de valeurs de grande magnitude (Benoit, 2011).

3.5.1. Spécification du modèle

Les analyses empiriques consistent à examiner comment l'intelligence artificielle affecte l'emploi dans le secteur des services, en tenant compte de variables macroéconomiques telles que l'efficacité gouvernementale, l'investissement direct à l'étranger et la population, comme l'indiquent les équations 1 et 2.

Équation 1 : Fonction du modèle

$$EMPSERV = f(IA, EFFGOUV, IDE, POP) \quad (1)$$

Pour intégrer la persistance de l'emploi dans le secteur des services et contrôler les effets non observés spécifiques aux pays, le modèle est spécifié sous forme de panel dynamique comme suit:

Équation 2 : Équation du modèle dynamique

$$LNEMPSEV_{it} = \alpha LLNEMPSERV_{it-1} + \beta_1 LNIA_{it} + \beta_2 LNEFFGOUV_{it} + \\ + \beta_3 LNIDE_{it} + \beta_4 LNPOP_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où α mesure le degré de persistance de l'emploi dans le secteur des services, $LLNEMPSERV_{it-1}$ est une variable endogène qui mesure la persistance de la variable dépendante et reflète la vitesse des ajustements.

β_1, β_2, β_3 et β_4 sont les coefficients des variables explicatives et μ_i capture l'hétérogénéité non observée entre les pays, et ε_{it} est l'erreur idiosyncratique.

La stratégie d'instrumentation repose sur deux catégories d'instruments. D'une part, des instruments standards, traités comme strictement exogènes, comprenant la part de la population âgée de 15 à 64 ans, l'indicateur d'efficacité gouvernementale, ainsi que les premiers retards des variables LNAI et LNFDI (L.LNAI, L.LNFDI).

3.5.2. Analyse en composantes principales (ACP)

L'analyse en composantes principales est une méthode statistique utilisée pour réduire les dimensions. Elle repose sur les corrélations entre les variables. Premièrement, on teste les corrélations, qui doivent être d'au moins 0,3. Ensuite, on utilise le test de sphéricité de Bartlett de l'indice KMO (Kaiser–Mayer–Olkin).

Cette technique est utilisée pour créer l'indicateur d'IA, incluant des composants tels que les demandes de brevets résidentielles et non résidentielles. Ces composants sont exprimés par nombre, donc on n'a pas besoin de les standardiser. Pour les valeurs qui manquent, on a utilisé l'imputation multiple (Young & Johnson, 2015).

Plusieurs méthodes de regroupement des caractéristiques sont utilisées, mais ce qui distingue cette méthode parmi les autres méthodes dimensionnelles est son erreur la plus faible, c'est la raison pour laquelle cette méthode a été choisie pour combiner différents indicateurs d'intelligence artificielle et construire un indicateur d'Intelligence artificielle (Jafarzadegan et al., 2019).

Tableau 4. Matrice de corrélation

Variables	Demandes de brevets résidentiels	Demandes de brevets non résidentiels
Demandes de brevets résidentiels	1	
Demandes de brevets non résidentiels	0,8355	1

Source : élaboration propre basée sur STATA 17.0.

La matrice de corrélation dans le tableau 4 montre une forte corrélation entre les demandes de brevets résidentielles et non résidentielles, où le coefficient de

corrélation est r = 0,8355. Cela signifie que les variables partagent une information commune importante, ce qui justifie l'utilisation de l'analyse en composantes principales (ACP). En effet, une forte corrélation suggère que les variables peuvent être regroupées au sein d'une même composante principale, permettant ainsi de réduire la dimension des données tout en conservant une grande partie de la variance expliquée (tableau 5).

Tableau 5. Analyse en composantes principales (ACP)/ Corrélations

Composants	Valeurs propres	Différence	Proportion	Cumulatif
Composant 1	1,835	1,670	0,917	0,917
Composant 2	0,164		0,08	1

Source : STATA 17.0.

La première composante explique 91,7% de la variation des données, et les valeurs propres sont supérieures à 1, ce qui justifie la nécessité d'utiliser la méthode ACP.

Ensuite, pour évaluer l'adéquation de l'échantillonnage de la matrice de corrélation, on utilise deux mesures : le test de sphéricité de Bartlett et l'indice d'adéquation de l'échantillonnage de Kaiser–Meyer–Olkin (KMO).

L'indice de Kaiser–Meyer–Olkin (KMO) mesure l'adéquation de l'échantillon pour une analyse d'ACP (Hadi et al., 2016). Les résultats du test de KMO obtenus (0,5) atteignent le seuil minimal recommandé par Kaiser (1974).

Le test de sphéricité de Bartlett repose sur une approximation par la loi du chi carré de deux degrés, où χ^2 = 396,84 et la probabilité p = 2,675e-88. Ce test vérifie également l'hypothèse nulle selon laquelle la matrice de corrélation initiale est l'identité. La valeur significative inférieure à 0,05 permet de rejeter l'hypothèse nulle et indique que les variables sont suffisamment corrélées pour justifier l'utilisation de l'ACP (Rojas-Valverde et al., 2020).

3.5.3. Résultats et discussion

Cette section présente les résultats de l'estimation du modèle des moindres carrés ordinaires poolés (POLS) en premier temps, comme borne supérieure (β = 0,996), puis le modèle à effets fixes comme borne inférieure (β = 0,614) (annexe, tableau A1). Selon la règle empirique, si l'estimateur du GMM en différences est supérieur à celui des effets fixes, on retient le GMM en différences ; s'il lui est inférieur ou proche, on utilise le GMM en système (Ullah et al., 2018). Dans ce cas, l'estimateur du GMM en différences est supérieur à l'estimateur à effets fixes (β = 0,890 > β = 0,614), alors on privilégie le GMM en différences.

Équation 3 : Équation du modèle des moindres carrés poolés (POLS)

$$LNMESERV_{it} = 0{,}996\ LLNMSERV_{it-1} + 0{,}0002\ LNIA_{it} + 0{,}002\ LNIDEi_{it} + \\ + 0{,}030\ LNPOP_{it} + 0{,}000\ LNEFFGOUV_{it} - 0{,}136 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Équation 4 : Équation du modèle à effets fixes

$$LNMESERV_{it} = 0{,}614\ LLNMSERV_{it-1} + 0{,}032\ LNIA_{it} - 0{,}0001\ LNIDEi_{it} + \\ - 1{,}655\ LNPOP_{it} + 0{,}022\ LNEFFGOUV_{it} + 10{,}250 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Équation 5 : Équation du modèle dynamique, GMM en différences

$$LNMESERV_{it} = 0{,}890\ LLNMSERV_{it-1} - 0{,}048\ LNIA_{it} + 0{,}0059\ LNIDEi_{it} + \\ - 0{,}600\ LNPOP_{it} - 0{,}026\ LNEFFGOUV_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Ensuite, le modèle choisi est le GMM en différence ; il indique que la variable endogène (LLNMESERV) est positive et significative au niveau de 0,1% ($p = 0{,}000$), le coefficient ($\beta = 0{,}890$) indique une forte persistance de l'emploi dans les services : les chocs ont des effets qui se dissipent lentement, sans toutefois être permanents, dans la mesure où le coefficient reste strictement inférieur à 1. En outre, il explique qu'une augmentation de 1% de l'emploi dans les services à la période précédente ($t - 1$) est associée à une augmentation de 0,890% de l'emploi dans les services à la période actuelle (t), toutes choses égales par ailleurs. En plus, la valeur du coefficient est supérieure à la valeur de l'erreur-type ($\beta = 0{,}890 > \text{SE} = 0{,}144$), ce qui indique que l'estimation est précise.

Cependant, l'indice de l'intelligence artificielle a montré un impact négatif et significatif ($\beta = -0{,}048$, $p = 0{,}021$), l'IA étant mesurée sur une échelle de rang de 0 à 100 (0 = faible adoption, 100 = adoption élevée), une augmentation d'un point de ce classement est associée à une diminution d'environ 4,8% de l'emploi dans les services, toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat suggère que l'adoption et la diffusion de l'IA ont un effet négatif et significatif sur l'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'OCDE. Par ailleurs, la valeur du coefficient en valeur absolue est supérieure à l'erreur-type ($\beta = 0{,}048 > \text{SE} = 0{,}019$), ce qui indique la précision de l'estimation. Ensuite, les tests de validité montrent des valeurs supérieures à la valeur d'$\alpha = 0{,}05$, telles que Sargan ($p = 0{,}629$) et le test de Hansen ($p = 0{,}38$), ce qui indique la validité des instruments, et AR (1) et AR (2) ont des valeurs de p de 0,139 et 0,253 respectivement, ce qui indique l'absence d'autocorrélation.

Par conséquent, si l'on considère l'ensemble des technologies d'automatisation, y compris l'intelligence artificielle, 27% des emplois appartiennent à des professions exposées à un risque élevé d'automatisation. Les premiers résultats d'une nouvelle enquête de l'OCDE sur l'impact de l'IA dans les secteurs manufacturiers et financiers qui sont considérés comme des secteurs des services de sept pays mettent en évidence à la fois les opportunités et les risques associés à l'IA (Broecke, 2023). Alors, ce résultat est conforme à la théorie de la destruction créatrice et au rapport de l'OCDE, où l'IA a éliminé des emplois dans le secteur des services, ainsi qu'à la théorie du changement technologique biaisé, et conteste l'hypothèse de création de nouveaux emplois.

En plus, les variables de contrôle ne présentent pas de significativité, et les résultats présentent un impact non significatif de la population sur l'emploi dans le secteur des services, ce qui s'explique par le fait que la population exerce un effet indirect sur l'emploi. Cela peut se comprendre par le fait que la population agit davantage comme une condition de fond que comme un moteur actif.

Par ailleurs, l'investissement direct étranger (IDE) n'a pas d'effet significatif sur l'emploi dans le secteur des services, étant donné que, parfois, l'investissement entraîne une augmentation de la productivité mais, si celle-ci n'est pas accompagnée d'une augmentation de la production suffisante, son effet peut être neutre ou négatif (Jula & Jula, 2017).

Il convient de noter que les résultats ci-dessus sont expliqués par le fait qu'en moyenne, la part des nouvelles embauches sous contrat temporaire est diminuée de 49% à 46% au sein des pays de l'OCDE tels que la Norvège, la Suède et la République slovaque, tandis que la Lituanie et l'Islande ont connu une augmentation de la part des nouvelles embauches sous contrat temporaire, bien qu'à partir de niveaux initiaux bas. En outre, le travail à temps partiel involontaire parmi les nouvelles embauches a diminué entre le quatrième trimestre 2019 et le quatrième trimestre 2022 au Canada, au Costa Rica, au Royaume-Uni et aux États-Unis. De même, dans les pays européens, le travail à temps partiel involontaire parmi les nouvelles embauches a diminué dans 18 des 21 pays pour lesquels des données sont disponibles entre le premier trimestre 2021 et le premier trimestre 2022. En revanche, le Danemark et la Finlande ont affiché les écarts les plus importants entre la croissance du salaire horaire des personnes possédant des compétences en IA et celle de l'économie en général. Ce qui montre que l'effet de l'IA dans ces pays est presque négligeable (Broecke, 2023).

Il est bien de noter que près de la moitié des services publics de l'emploi (SPE) de l'OCDE utilisent l'IA pour améliorer la prestation de leurs services aux demandeurs d'emploi et aux employeurs, ce qui est introduit dans le secteur des services publics et qui est amélioré par l'IA (Brioscú et al., 2024).

3.5.4. Vérification de la robustesse des résultats

Afin de vérifier la robustesse des résultats, une variable indicatrice covid (= 1 pour 2020–2021) a été introduite dans le modèle GMM en différence. Le coefficient associé à LNAI demeure négatif et statistiquement significatif (β = –0,047, p = 0,025), confirmant la robustesse de la relation entre l'indice d'IA et l'emploi dans les services une fois le choc pandémique isolé statistiquement. Le coefficient associé à la variable covid est lui-même négatif et significatif (β = –0,029, p < 0,001), confirmant l'existence d'un impact distinct et négatif de la pandémie sur l'emploi dans les services, indépendamment de l'effet de l'IA.

Les tests de spécification du modèle (Hansen, p = 0,868 ; AR (2), p = 0,590) ne rejettent pas la validité des instruments utilisés (annexe, tableau A2). Il convient de souligner que la période 2020–2021 a également coïncidé avec une accélération notable de l'adoption de l'intelligence artificielle par les entreprises, dans un contexte de digitalisation forcée par la pandémie (Singla, 2024). Le fait que l'effet négatif de l'IA sur l'emploi dans les services demeure significatif même après avoir isolé statistiquement ce choc conjoncturel renforce la robustesse de notre résultat principal et suggère qu'il ne s'agit pas d'un artefact lié à la période pandémique, mais bien d'une relation structurelle entre l'adoption de l'IA et la dynamique de l'emploi dans ce secteur.

Conclusion et recommandations

Premièrement, cet article propose un indicateur synthétique d'adoption de l'intelligence artificielle au sein des pays de l'OCDE, répondant à l'absence de mesures harmonisées dans les études existantes. Deuxièmement, il se concentre sur le secteur des services, qui représente une part importante de l'emploi total dans les pays de l'OCDE et reste sous-étudié par rapport au secteur manufacturier dans la littérature sur l'automatisation. Troisièmement, il traduit ces résultats empiriques en implications de politique publique différenciées selon le niveau de maturité technologique des pays, offrant ainsi un cadre actionnable pour les décideurs publics.

Cette étude visait à analyser l'impact de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services dans les pays de l'OCDE, sur la période 2012–2024, à partir d'un indice d'IA construit par analyse en composantes principales (ACP). Les résultats de l'estimation par la méthode des moments généralisés (GMM en différence) révèlent un impact négatif et statistiquement significatif de l'intelligence artificielle sur l'emploi dans le secteur des services, avec une diminution associée de 4,8%. Ce résultat s'avère robuste au contrôle de la période

de la pandémie de COVID-19 : l'introduction d'une variable indicatrice covid dans le modèle confirme un effet négatif distinct de la pandémie sur l'emploi ($\beta = -0{,}029$, $p < 0{,}001$), sans pour autant altérer la significativité de la relation entre l'IA et l'emploi ($\beta = -0{,}047$, $p = 0{,}025$), ce qui suggère que cette relation reflète une dynamique structurelle plutôt qu'un artefact conjoncturel lié à la crise sanitaire. En plus, il est important de noter que cette période marque une évolution de l'intelligence artificielle telle que ChatGPT, ce qui indique son impact sur l'emploi dans le secteur des services.

Ce résultat indique que l'essor de l'intelligence artificielle ne s'accompagne pas d'une croissance de l'emploi dans le secteur des services, révélant au contraire une dynamique de substitution. Il est cohérent avec la théorie du changement technologique biaisé, avec l'hypothèse de destruction d'emplois associée à la théorie de la destruction créatrice, ainsi qu'avec les approches de la croissance économique portant sur l'automatisation, qui anticipent une destruction nette d'emplois lors des phases de diffusion technologique rapide, et soulignent en retour l'importance croissante des compétences liées à l'IA.

Sur le plan des politiques publiques, ces résultats appellent une action ciblée selon les pays et leur niveau de maturité en matière d'IA. Dans les économies où l'adoption de l'IA est plus avancée (par exemple, les pays nordiques, la France ou la Belgique), des instruments tels que des programmes de reconversion professionnelle, des dispositifs de soutien à la mobilité sectorielle et des partenariats entre institutions de formation et entreprises pourraient être mobilisés pour anticiper les pertes d'emploi et accompagner les travailleurs du secteur des services vers les métiers émergents. Dans les pays où l'adoption est moins avancée, des politiques de prévention et d'évaluation continue des risques seraient nécessaires, en ciblant en particulier les professions les plus exposées à l'automatisation, telles que les employés administratifs, les métiers de la relation client et les postes axés sur des tâches répétitives (Broecke, 2023).

Par conséquent, conformément aux résultats, comme implication, 24 des 27 États membres de l'Union européenne ont désormais adopté des stratégies nationales en matière d'intelligence artificielle, et les pays restants sont en train de le faire. Ces stratégies reflètent des priorités nationales distinctes. Beaucoup ont été récemment mises à jour ou sont en cours de révision afin de suivre le rythme des évolutions réglementaires, des progrès rapides de l'IA générative et des objectifs de politique publique en mutation. Cette dynamique témoigne de la capacité d'adaptation de l'Europe, tout en mettant en évidence des disparités persistantes en matière de portée, de financement et de mise en œuvre (OECD.AI, 2025).

En termes de système éducatif, dans le prolongement des résultats, qui mettent en évidence un impact négatif de l'adoption de l'intelligence artificielle

sur le niveau d'emploi dans le secteur des services au sein des pays de l'OCDE, le projet AIFS (AI and the Future of Skills) de l'OCDE constitue une initiative de référence : il développe un cadre d'évaluation complet permettant de mesurer les capacités de l'IA et de les comparer aux compétences humaines, en s'appuyant notamment sur des tests éducatifs et des tests de certification professionnelle utilisés pour l'ensemble des compétences et métiers pertinents pour l'éducation et le monde du travail. Ce projet vise à produire des indicateurs permettant aux décideurs publics d'anticiper les effets de l'IA sur l'éducation et l'emploi. Il est essentiel de souligner que la requalification et le perfectionnement des compétences (*upskilling* et *reskilling*) jouent un rôle central dans la restructuration du marché du travail et permettent d'atténuer les perturbations induites par l'adoption de l'intelligence artificielle.

Ces enseignements devraient être directement intégrés aux politiques éducatives et aux référentiels de formation professionnelle, afin d'orienter la refonte des curricula vers des compétences difficilement automatisables (analyse critique, résolution de problèmes complexes, compétences relationnelles à forte valeur ajoutée), plutôt que vers des compétences techniques ou répétitives déjà fortement exposées à la substitution par l'IA. Une articulation plus étroite entre les résultats empiriques sur l'exposition sectorielle à l'IA et les cadres d'évaluation des compétences comme celui du projet AIFS permettrait ainsi aux systèmes éducatifs de mieux anticiper les besoins de reconversion identifiés par ce type d'analyse (OECD, 2023).

Comme limite de cet article, le proxy d'IA utilisé mériterait d'être étudié sous une autre forme, dans la mesure où plusieurs études antérieures mobilisent des mesures différentes de l'adoption de l'IA, telles que des indices d'adoption dans les firmes, dont les données restent toutefois difficiles à obtenir et ne sont pas agrégées par pays.

À titre de prolongement des travaux existants, il conviendrait d'explorer systématiquement l'incidence de l'intelligence artificielle sur la dynamique de l'emploi dans d'autres branches économiques, en recourant aux algorithmes d'apprentissage automatique. Une telle perspective se fonde sur l'absence, dans la littérature récente, de validation empirique relative à l'utilisation de ces méthodes avancées pour la prévision des tendances occupationnelles à l'ère de l'IA.

Annexe

Tableau A1. Résultats de l'estimation des modèles moindre carré poolés, modèle à effet fixes et modèle Gmm en différence et les diagnostics

Variables	OLS			Effet fixes			Difference GMM-Two steps		
	coefficient	standard error	probability	coefficient	standard error	probability	coefficient	standard error	probability
LLNMESERV	0,996***	0,004	0,000	0,614***	0,070	0,000	0,890***	0,144	0,000
LNIA	0,0002	0,002	0,928	0,032**	0,010	0,002	–0,048*	0,019	0,021
LNIDE	0,002	0,002	0,318	–0,0001	0,003	0,970	0,0059	0,004	0,165
LNPOP	0,030	0,088	0,729	–1,655***	0,402	0,000	–0,600	0,450	0,200
LNEFFGOUV	0,000	0,008	0,956	0,022	0,029	0,453	–0,026	0,029	0,390
Constant	–0,136	0,378	0,718	10,250	2,142	0,000			
Post estimation de GMM									
	statistique					***p*-value**			
Sargan Test	4,35					0,629			
Hansen *J*-Test	5,50					0,481			
AR (1)	–1,48					0,139			
AR (2)	–1,14					0,253			
Nombre d'instruments	11								

Note : * significatif à 5%, ** significatif à 1%, *** significatif à 0,1%.

Source : élaboration propre basée sur STATA 17.0.

Tableau A2. Résultats de l'estimation du modèle GMM en différence en tenant compte de la variable indicatrice de COVID

Variables	Difference GMM-Two steps		
	coefficient	standard error	probability
LLNMESERV	0,803***	0,126	0,000
LNIA	–0,047*	0,019	0,025
LNIDE	0,006*	0,002	0,026
LNPOP	–1,070*	0,459	0,032
LNEFFGOUV	–0,039	0,030	0,215
Covid	–0,028***	0,005	0,000
Post estimation de GMM			
	statistique		***p*-value**
Sargan Test	2,09		0,912
Hansen J-Test	2,50		0,868
AR (1)	–1,39		0,164
AR (2)	0,54		0,590
Nombre d'instruments	12		

Source : élaboration propre basée sur STATA 17.0.

References

Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2019). Automation and new tasks: How technology displaces and reinstates labor. *Journal of Economic Perspectives*, *33*(2), 3–30.

Acemoglu, D., & Restrepo, P. (2020, May). Unpacking skill bias: Automation and new tasks. *AEA Papers and Proceedings*, *110*, 356–361. https://doi.org/10.1257/pandp.20201063

Aghion, P., & Howitt, P. (2023). The creative destruction approach to growth economics. *European Review*, *31*(4), 312–325. https://doi.org/10.1017/S1062798723000212

Albanesi, S., Dias da Silva, A., Jimeno, J. F., Lamo, A., & Wabitsch, A. (2025). *New technologies and jobs in Europe*. NBER Working Paper, 31357. https://doi.org/10.3386/w31357

Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, *58*(2), 277–297.

Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, *68*(1), 29–51.

Astivia, O. L. O., & Zumbo, B. D. (2019). Heteroskedasticity in multiple regression analysis: What it is, how to detect it and how to solve it with applications in R and SPSS. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, *24*(1), n1.

Baltagi, B. H. (2021). Heteroskedasticity and serial correlation in the error component model. In B. Baltagi, *Econometric analysis of panel data* (pp. 109–147). Springer

Benoit, K. (2011). Linear regression models with logarithmic transformations. *London School of Economics*, *22*(1), 23–36.

Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, *87*(1), 115–143.

Blyton, P. (2018). Working population and employment. In R. Bean (Ed.), *International labour statistics* (pp. 18–49). Routledge.

Brioscú, A., Lauringson, A., Saint-Martin, A., & Xenogiani, T. (2024). *A new dawn for public employment services: Service delivery in the age of artificial intelligence*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/5dc3eb8e-en

Broecke, S. (2023). Artificial intelligence and the labour market: Introduction. *OECD Employment Outlook*, *93*. https://doi.org/10.1787/08785bba-en

Calvino, F., Dernis, H., Samek, L., & Ughi, A. (2024). *A sectoral taxonomy of ai intensity*. OECD Publishing.

Daemen, J., & Rijmen, V. (2020). Correlation matrices. In J. Daemen & V. Rijmen, *The design of Rijndael: The advanced encryption standard (AES)* (pp. 91–113). Springer.

Ding, C., Song, X., Xing, Y., & Wang, Y. (2023). Bilateral effects of the digital economy on manufacturing employment: substitution effect or creation effect? *Sustainability*, *15*(19), 14647. https://doi.org/10.3390/su151914647

Doraszelski, U., & Jaumandreu, J. (2018). Measuring the bias of technological change. *Journal of Political Economy*, *126*(3), 1027–1084.

Green, A., & Lamby, L. (2023). *The supply, demand and characteristics of the AI workforce across OECD countries*. OECD Social, Employment, and Migration Working Papers, (287), 1–62. https://doi.org/10.1787/bb17314a-en

Growiec, J. (2019). The hardware-software model: A new conceptual framework of production, R&D, and growth with AI. SGH KAE Working Papers, 2019/042. https://doi.org/10.33119/kaewps2019042

Gu, T. T., Zhang, S. F., & Cai, R. (2022). Can artificial intelligence boost employment in service industries? Empirical analysis based on China. *Applied Artificial Intelligence*, *36*(1), 2080336. https://doi.org/10.1080/08839514.2022.2080336

Guarascio, D., & Reljic, J. (2025). AI and employment in Europe. *Economics Letters*, *247*, 112183. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2025.112183

Hadi, N. U., Abdullah, N., & Sentosa, I. (2016). An easy approach to exploratory factor analysis: Marketing perspective. *Journal of Educational and Social Research*, *6*(1), 215–223.

Hansen, L. P. (2010). Generalized method of moments estimation. In S. N. Durlauf & L. E. Blume (Eds.), *Macroeconometrica and time series analysis* (pp. 105–118). Palgrave Macmillan.

İşcan, E. (2021). An old problem in the new era: Effects of artificial intelligence to unemployment on the way to industry 5.0. *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, *16*(61), 77–94. https://doi.org/10.19168/jyasar.781167

Jafarzadegan, M., Safi-Esfahani, F., & Beheshti, Z. (2019). Combining hierarchical clustering approaches using the PCA method. *Expert Systems with Applications*, *137*, 1–10.

Jula, D., & Jula, N. M. (2017). Foreign direct investments and employment. Structural analysis. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *20*(2), 29–44.

Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, *39*(1), 31–36.

Kaur, P., Stoltzfus, J., & Yellapu, V. (2018). Descriptive statistics. *International Journal of Academic Medicine*, *4*(1), 60-63.

Lin, S., Tuvd, D., & Buljinsuren, O. (2026). Empirical analysis of the impact of AI on the employment of employees in service enterprises. *Norwegian Journal of Development of the International Science*, (150), 45–53.

Ma, H., Gao, Q., Li, X., & Zhang, Y. (2022). AI development and employment skill structure: A case study of China. *Economic Analysis and Policy*, *73*, 242–254. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.11.007

Mutascu, M. (2021). Artificial intelligence and unemployment: New insights. *Economic Analysis and Policy*, *69*, 653–667. https://doi.org/10.1016/j.eap.2021.01.012

OECD. (2023). *AI and the future of skills*, vol. 2: *Methods for evaluating AI capabilities.* OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/a9fe53cb-en

OECD.AI. (2025). Tracking Europe's progress on AI: Insights from the implementation of the EU Coordinated Plan on Artificial Intelligence. OECD. https://oecd.ai/en/wonk/tracking-europes-progress-on-ai-insights-from-the-implementation-of-the-eu-coordinated-plan-on-artificial-intelligence

O'Reilly, J., Ranft, F., Neufeind, M., Gregory, S. S., Zierahn, U., Went, R., & Holts, K. (2018). *Work in the digital age: Challenges of the fourth industrial revolution*. Rowman & Littelfield.

Osabohien, R., Oluwalayomi, D. A., Itua, O. Q., & Elomien, E. (2020). Foreign direct investment inflow and employment in Nigeria. *Investment Management & Financial Innovations*, *17*(1), 77.

Rasulov, J. (2022). *Technological innovation and unemployment across Sweden: An analysis based on patent counts* [master's thesis]. Linnaeus University. https://lnu.diva-portal.org/smash/record.jsf?pid=diva2:1664857

Rojas-Valverde, D., Pino-Ortega, J., Gómez-Carmona, C. D., & Rico-González, M. (2020). A systematic review of methods and criteria standard proposal for the use of principal component analysis in team's sports science. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *17*(23), 8712.

Romer, P. M. (1989). *What determines the rate of growth and technological change?* World Bank Publications.

Sargan, J. D. (1958). The estimation of economic relationships using instrumental variables. *Econometrica*, *26*(3), 393–415.

Schumpeter, J. (1942). Creative destruction. *Capitalism, Socialism and Democracy*, *825*, 82–85.

Shabbir, A., Kousar, S., Kousar, F., Adeel, A., & Jafar, R. A. (2019). Investigating the effect of governance on unemployment: A case of South Asian countries. *International Journal of Management and Economics*, *55*(2), 160–181.

Shao, S., Shi, Z., & Shi, Y. (2022). Impact of AI on employment in manufacturing industry. *International Journal of Financial Engineering*, *9*(3), 2141013. https://doi.org/10.1142/S2424786321410139

Singla, A., Sukhovetsky, A., Yee, L., & Chui, M. (2024). *The state of AI in 2025: Agents, innovation, and transformation*. McKinsey & Company.

Uctu, R., Tuluce, N. S. H., & Aykac, M. (2024). Creative destruction and artificial intelligence: The transformation of industries during the sixth wave. *Journal of Economy and Technology*, *2*, 296–309. https://doi.org/10.1016/j.ject.2024.09.004

Ullah, S., Akhtar, P., & Zaefarian, G. (2018). Dealing with endogeneity bias: The generalized method of moments (GMM) for panel data. *Industrial Marketing Management*, *71*, 69–78.

Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics a modern approach*. Cengage Learning.

World Bank. (2024). *DataBank*. World Bank Indicators. https://databank.worldbank.org/indicator/NY.GDP.MKTP.KD.ZG/1ff4a498/Popular-Indicators

Wu, L., & Kane, G. C. (2021). Network-biased technical change: How modern digital collaboration tools overcome some biases but exacerbate others. *Organization Science*, *32*(2), 273–292. https://doi.org/10.1287/orsc.2020.1368

Young, R., & Johnson, D. R. (2015). Handling missing values in longitudinal panel data with multiple imputation. *Journal of Marriage and Family*, *77*(1), 277–294.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4355

Ouverture commerciale, gouvernance et productivité industrielle dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)

Trade openness, governance and industrial productivity in West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries

Kossi AYENAGBO

Université de Kara[1], Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
ayenagbo@yahoo.fr
https://orcid.org/0000-0002-7328-0117

Abstract

Purpose: Inward-looking development strategies can lead to marginalisation and slow growth especially for the small African domestic markets. However, when weak economies try to participate in the global economy studies in Southeast Asia show they end with significant challenges. Therefore, this paper analysed the effects of trade openness and governance on industrial development in West African Economic and Monetary Union (WAEMU) countries.

Methodology: However, due to data availability, the study covered seven countries over the 1996–2018 period. The pooled-mean group method was used in the analysis.

Findings: The results of the analysis showed that, in the long run, trade openness did not benefit the development of the industrial sector in all the countries studied. However, in the short run, the results revealed the specificities of each country. These short-run results showed that trade openness has a positive and significant effect on the industry added values observed in countries such as Burkina Faso, Niger and Togo. The results also showed that government inefficiency has a negative impact on the development of the industrial sector in the long-run for all the countries studied.

[1] BP : 43, Kara, Togo.

Originality/value: Furthermore, the indicator capturing the degree of freedom of corruption had a positive impact on the development of the industrial sector in the short or long run. Therefore, active engagement with the forces of globalisation need strategic approaches in their integration in developing countries**.**

Keywords: industrial development, trade openness, panel data, pooled-mean group method.

Résumé

Objectif : Les stratégies de développement tournées vers l'intérieur peuvent conduire à la marginalisation et à une croissance lente, en particulier pour les petits marchés domestiques africains. Cependant, lorsque des économies faibles tentent de participer à l'économie mondiale, des études menées en Asie du Sud-Est montrent qu'elles se heurtent à des difficultés considérables. Par conséquent, cet article analyse les effets de l'ouverture commerciale, de la gouvernance sur le développement industriel dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA).

Méthodologie : Toutefois, en raison de la disponibilité des données, l'étude a porté sur sept (07) pays au cours de la période 1996–2018. La méthode de la Moyenne de groupe Agrégée pour nos estimations pour des obtenir des résultats.

Résultats : Les résultats de l'analyse ont montré qu'à long terme, l'ouverture commerciale n'a pas bénéficié au développement du secteur industriel dans tous les pays étudiés. Cependant, à court terme, les résultats ont révélé les spécificités de chaque pays. Ces résultats à court terme ont montré que l'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur les valeurs ajoutées de l'industrie, observées dans des pays comme le Burkina Faso, le Niger et le Togo. Les résultats montrent que l'efficacité gouvernementale impacte négativement le développement du secteur industriel à long terme pour l'ensemble des pays étudiés.

Originalité/valeur : Par ailleurs, l'indicateur captant le degré de liberté de corruption, impacte positivement le développement du secteur industriel que à court ou à long terme. Par conséquent, l'engagement actif avec les forces de la mondialisation nécessite des approches stratégiques dans leur intégration dans les pays en développement.

Mots-clés : développement industriel, ouverture commerciale, données de panel, méthode de moyenne de groupe agrégée.

JEL classification : F18, H52, L16, 055.

Introduction

La globalisation de l'économie mondiale est peut-être la tendance la plus importante qui se trouve à la base de toutes les conditions actuelles du développement économique d'un pays (Aryeetey et al., 1998). L'ouverture commerciale, la

gouvernance et la productivité industrielle sont des déterminants clés pour les pays de l'UEMOA, où l'intégration économique est perçue comme un moyen de stimuler une croissance plus rapide et diversifiée. L'ouverture commerciale, bien que dominée par des exportations de matières premières dans ces pays, est encouragée, mais la faible productivité industrielle reste un frein, exacerbé par des faiblesses structurelles notamment les infrastructures et l'accès aux marchés. À l'ère de la globalisation, une meilleure gouvernance, des réformes structurelles et une intégration régionale renforcée sont essentielles pour surmonter ces défis. La globalisation de l'économie mondiale offre à tous les pays, notamment ceux de l'Afrique subsaharienne d'excellentes opportunités, leur permettant d'accroître leur productivité et d'accélérer leur développement économique. L'une des voies les plus accessibles à l'Afrique subsaharienne notamment les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) de participer à cette intégration économique mondiale est l'insertion de ces pays au commerce international. Dans ce système basé sur les échanges internationaux, beaucoup d'opportunités sont offertes aux pays aussi bien qu'aux entreprises. Dans cette optique, une meilleure gouvernance est indispensable pour stimuler la productivité industrielle et l'investissement privé, accélérer les réformes structurelles, coordonner davantage les projets régionaux et mutualiser les ressources. L'industrialisation de ces pays peut stimuler la productivité par l'adoption de nouvelles technologies, la création d'emplois et le renforcement des compétences.

En effet, en créant de vastes marchés, le commerce international permet aux petites entreprises d'atteindre leur taille optimale, ce qui entrainerait la baisse des coûts moyens ainsi que les prix pour les consommateurs. Or, les contraintes au développement du secteur industriel dans ces pays de l'UEMOA restent énormes. On peut citer entre autres, la faible disponibilité et qualité des infrastructures physiques et technologiques, l'absence des structures d'encadrement des investissements et de l'assistance des entreprises, l'insuffisance d'investissements publics et privés, les difficultés d'accès aux marchés des produits de bases industriels, les coûts élevés des facteurs de production, les difficultés d'accès aux financements bancaires dites des banques classiques, les problèmes de stabilité politique et de corruption, la faible capacité des institutions à opérer des réformes et à les garantir, les incohérences dans les politiques industrielles, le disfonctionnement du système judiciaire. En effet, le niveau d'industrialisation d'un pays se mesure généralement par la contribution relative de la production industrielle dans le PIB ou encore par la proportion de personnes employées dans ce secteur d'activité. C'est ainsi que l'essor du secteur industriel à forte valeur ajoutée entraine la baisse du chômage, l'augmentation de la productivité du travail et par conséquent, la hausse du revenu (Alderson, 1999). L'industrialisation joue donc un rôle déterminant dans le développement d'un pays.

Cependant, le niveau d'industrialisation des pays de l'UEMOA reste toujours faible. Malgré leurs efforts, la plupart des pays de l'UEMOA se sont heurtés à des écueils dans leur développement industriel. L'ouverture commerciale de ces pays est ainsi apparue comme une opportunité pour lever les contraintes industrielles auxquelles ils sont confrontés par une mutualisation des efforts. Par ouverture commerciale nous entendons l'élargissement du marché au sein d'un espace donné par l'élimination des barrières tarifaires et non tarifaires, et l'adoption des réformes adaptées afin de favoriser le développement des échanges commerciaux à travers la libre circulation des personnes, des biens et services et des capitaux.

Selon Chatri et al. (2019), les analyses théoriques soutiennent que l'ouverture commerciale pourrait stimuler la performance du secteur industriel notamment pour des pays qui ne disposent pas d'une base industrielle solide. C'est ainsi que les pays de l'UEMOA, s'appuyant chacun sur ses avantages comparatifs, devraient ainsi profiter du vaste marché pour accroitre leurs productions industrielles et répondre à des demandes plus importantes, développer leurs spécialisations, s'habituer à la concurrence. En outre, ce vaste marché offre des opportunités aux petites entreprises qui pourront augmenter leurs productions et par conséquent entrainer une augmentation conséquente de la production nationale. Selon CNUCED (2017), en 2016, les échanges intra régionaux entre les pays de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) se chiffre à 11,4 milliards contre 34,7 milliards de dollars pour les pays de la Communauté de développement de l'Afrique australe (SADC). Par ailleurs, les pays de l'UEMOA se sont considérablement ouverts vers le monde extérieur à travers les échanges commerciaux qui n'ont cessé de s'accroitre. Les exportations totales de biens en valeur des pays de l'UEMOA se sont établies à 14 986,8 milliards en 2018, en progression de 1,4% par rapport au niveau enregistré en 2017 (BCEAO, 2019). On s'attend à ce qu'elle stimule la croissance et le développement via l'intensification et la diversification des industries de la communauté. En effet les pays de la CEDEAO, à l'instar de nombreuses régions du monde, considèrent l'ouverture commerciale comme un outil puissant pour promouvoir la croissance inclusive à travers le développement du secteur industriel. Cependant, malgré de nombreuses initiatives régionales et des accords commerciaux, le niveau du développement du secteur industriel dans cette zone reste très bas dans son ensemble. Au regard de la situation d'industrialisation dans les pays de l'UEMOA et compte tenu de leur degré d'ouverture commerciale au reste du monde, une réflexion peut être menée concernant les effets de ces échanges internationaux sur l'industrialisation. À ce titre, nous posons la question de savoir, quel est l'effet de l'ouverture commerciale et de la gouvernance sur le développement du secteur industriel dans les pays de la zone UEMOA ? Plus

précisément, est-ce-que l'ouverture régionale a réellement eu un impact positif ou négatif sur le secteur industriel entre ces pays ?

Ainsi, l'objectif de cet article est d'analyser l'effet de l'ouverture commerciale, la gouvernance sur la production industrielle dans les pays de l'UEMOA. Des hypothèses suivantes sont posées : Premièrement, l'ouverture commerciale affecte positivement la valeur ajoutée de la production industrielle. Deuxièmement, l'amélioration de la qualité de la gouvernance à travers la corruption et l'efficacité gouvernementale sont les principaux canaux par lesquels l'ouverture commerciale affecte la production industrielle. La contribution de ce travail est double. D'une part, il enrichit la littérature économique sur les effets de l'ouverture commerciale. La plupart des études analysant les conséquences microéconomiques et macroéconomiques de l'ouverture commerciale et le taux de scolarisation dans l'enseignement secondaire n'abordent pas souvent la question en termes de la production industrielle des pays de l'UEMOA. D'autre part, la présente recherche révèle les canaux par lesquels l'ouverture commerciale se manifeste.

Le reste du travail est organisé comme suit : la section 1 suivante expose la littérature sur la production industrielle et l'ouverture commerciale. La section 2 présente quelques faits stylisés sur l'ouverture commerciale et l'industrialisation. La section 3 décrit le cadre théorique et la méthode d'analyse empirique, la section 4 présente les résultats de l'analyse économétrique et les interprétations. La dernière section conclut en évoquant quelques implications en termes de politique économique.

1. Revue de la littérature

Les analyses théoriques qui s'inscrivent dans le cadre de la théorie du commerce international et de la théorie de croissance, fournissent les preuves selon lesquelles l'ouverture commerciale affecte positivement le développement du secteur industriel. Ainsi, les modèles théoriques de Krugman (1979), Helpman et Krugman (1985) prédisent que l'ouverture commerciale est susceptible d'augmenter la productivité des firmes en induisant des économies d'échelle. Selon les auteurs, la libération commerciale amène les entreprises à augmenter leurs exportations, à augmenter l'échelle de production et par ricochet baisser les coûts de production. Par conséquent ce mécanisme entraîne l'augmentation de la production industrielle. Selon Adam Smith (Myint, 1977), le commerce international permet l'extension du marché intérieur et l'amélioration de la division du travail et ceci entraîne une augmentation de la productivité.

Pour David Ricardo (Ukwandu, 2015) et Heckscher et Ohlin (1933), l'ouverture commerciale du pays est déterminée par son niveau de productivité

ou son niveau de technologie. Par conséquent, les pays se spécialisent dans la production des biens pour lesquels ils sont les plus compétitifs. Pour renchérir la relation entre l'ouverture, la gouvernance et le secteur industriel. Ainsi, pour ces auteurs, le lien entre la gouvernance et le secteur industriel est que la gouvernance d'entreprise influence directement la performance industrielle, tandis que la gouvernance et les politiques gouvernementales affectent le cadre général de développement du secteur, notamment en termes d'accès au financement, de compétitivité et de croissance économique. Une bonne gouvernance d'entreprise assure la confiance des parties prenantes, une meilleure allocation des ressources et un accès accru au financement, favorisant ainsi les performances et la stabilité de l'entreprise industrielle. Inversement, une mauvaise gouvernance publique est souvent un obstacle au développement industriel.

D'après les travaux de Topalova et Khandelwal (2011), l'ouverture commerciale mène à l'augmentation de la productivité soit à travers une compétitivité commerciale qui est due à une réallocation des ressources vers le secteur le plus productif ou à travers l'entrée des produits qualitatifs et de l'efficience technologique qui assure une productivité plus élevée. Les travaux de Rowthorn et Coutts (2004), de Chichilnisky (1994) et de Wood (1994) montrent que les échanges Nord-Sud seraient bénéfiques pour les industries manufacturières des pays du Sud. Les travaux de Kim (2000) sur le lien entre l'ouverture commerciale et la croissance de la productivité totale des facteurs dans l'industrie manufacturière coréenne montrent que la libéralisation des échanges a un impact positif sur la productivité. En analysant les effets de l'ouverture commerciale sur la productivité des secteurs manufacturiers équatoriens en 2006, les résultats de Wong, montrent un effet positif et significatif de l'ouverture commerciale sur la productivité des industries manufacturières au niveau des industries orientées vers l'exportation dans les années 2000 suivant la mise en œuvre des réformes commerciales, mais une baisse de la productivité après l'an 2000 due aux évènements économiques. Dijkstra (2000) en examinant les effets de la libéralisation commerciale sur le développement industriel en Amérique latine, suggère qu'il peut y avoir un compromis entre l'efficacité statique (*X*-efficacité, la répartition efficace des ressources) et efficacité dynamique en particulier, pour les pays qui n'ont pas une base industrielle développée. Un examen des données empiriques sur plusieurs indicateurs de l'efficacité montre que les effets de *X*-efficacité et la répartition efficace des ressources se produisent mais ne sont pas très forts. D'autres facteurs peuvent être plus importants pour engendrer la croissance de la productivité et le changement structurel. Même pour les pays de l'Amérique latine avec une base industrielle plus développée (Argentine, Brésil, Mexique), l'efficacité dynamique de la libéralisation des échanges commerciaux ne se produisent pas automatiquement.

Les travaux de Tahir et al. (2016) sur le lien entre l'ouverture commerciale et le développement du secteur industriel de six pays d'Asie du Sud, montrent que l'ouverture commerciale exerce une influence positive et significative sur le secteur industriel. Selon les auteurs, cet impact positif est dû aux facteurs de production (capital humain et investissement) constituant un effet incitatif qui ont contribué dans le développement de la valeur ajouté industrielle dans ces pays. Ces résultats sont confirmés par les travaux de Kapri (2016), qui ont montré les effets positifs de l'ouverture commerciale sur la productivité industrielle manufacturière coréenne. Selon l'auteur, la libération du commerce en Chine a entraîné des gains de productivité au niveau des entreprises manufacturières coréennes, telle qu'une baisse de 1% des tarifs mène à une augmentation de 0.92 de la productivité totale des facteurs.

Chatri et al. (2019) ont étudié dans un contexte de libéralisation commerciale, l'impact de l'ouverture commerciale sur le développement du secteur industriel dans les pays en développement : cas de l'Afrique subsaharienne en adoptant l'approche macro-économétrique en données de panel sur la période 1980–2016. Ainsi, leurs résultats montrent que, l'ouverture commerciale influe de manière positive et significative le secteur industriel des pays de la région considérée. D'autres déterminants comme l'éducation et la stabilité macroéconomique contribuent également au développement du secteur. La décomposition de l'échantillon en groupes de pays selon leur niveau de revenu a permis de parvenir à des résultats hétérogènes entre les pays subsahariens quant à l'impact de l'ouverture commerciale sur la performance du secteur industriel. Dutraive (2016) a étudié la relation entre industrie, finance, innovation et gouvernance dans la crise : vers un changement structurel en adoptant l'approche macro-économétrique, semble redécouvrir, surtout dans les « anciennes économies industrialisées », notamment en Europe et aux États-Unis, l'importance d'une industrie performante pour la prospérité d'une économie. Pour cet auteur, les questions du financement, de la gouvernance et de la stratégie des entreprises industrielles sont redevenues essentielles dans un contexte où la croissance reste trop faible pour permettre d'affronter les problèmes posés par le chômage

Les recherches de Brechet et al. (2016) analyse dans le cadre d'une approche régulationniste, la question de la gouvernance dans les industries qui mettent en jeu une incertitude radicale à caractère scientifique. Ils montrent que le contexte des entreprises de biotechnologie du Québec fait apparaître à travers des entretiens auprès de 110 dirigeants plusieurs modèles de création de valeur qui posent différemment la question de la rencontre entre les projets des acteurs du cluster des biotechnologies et ceux des acteurs ou partenaires financiers. Il montre que c'est autour des incertitudes en jeu dans les échanges de comportements entre ces divers protagonistes des régulations que la question de la maîtrise des

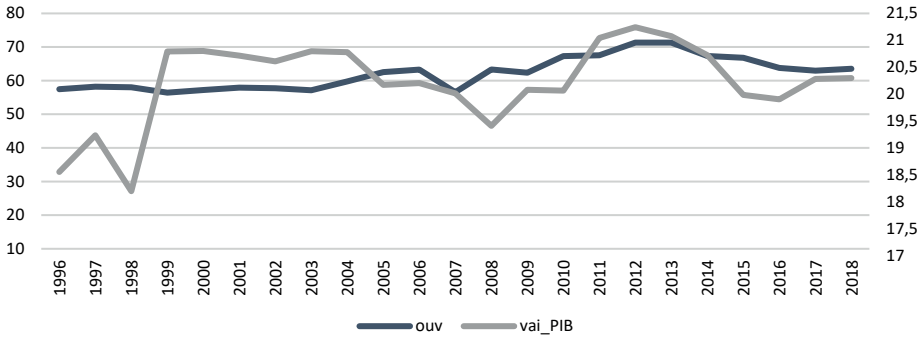
savoirs d'expertise trouve toute sa place et que la gouvernance mixte se joue dans le rapport entre l'ouverture commerciale et la productivité industrielle.

Les travaux de Kone et al. (2023) analysent le lien entre les échanges commerciaux, la bonne gouvernance et l'industrialisation au Mali en s'appuyant sur une méthodologie empirique basée sur un modèle économétrique intégrant les données de la Banque mondiale pour la période 2005–2021. Approximant la variable d'industrialisation par la valeur ajoutée manufacturière, exprimée en pourcentage du PIB tandis que les variables indépendantes sont les six indicateurs de gouvernance dans le monde, développés par la Banque mondiale, Les résultats de leurs analyses de régression montrent que la stabilité politique et l'absence de violence dans le pays, ainsi que l'état de droit et la variable « voix et responsabilité des citoyens » ont une influence positive sur l'industrialisation. Ils ont montré que la lutte contre la corruption, l'efficacité des autorités publiques et la qualité de la réglementation ont une influence négative sur l'industrialisation. Par conséquent, ils ont aussi montré que si l'établissement de l'État de droit à travers le fonctionnement démocratique, dans le respect de la loi et le maintien des droits, ainsi que l'indépendance du pouvoir judiciaire, ceci est une condition favorable au développement industriel et donc l'État malien devrait intensifier la lutte contre la corruption et promouvoir la transition de l'économie du secteur informel vers le secteur formel.

Au regard de tout ce qui précède, la qualité des institutions a un impact sur l'ouverture commerciale et par ricochet sur la, productivité industrielle dans les pays développés qu'en développement.

2. Quelques faits stylisés sur l'ouverture commerciale et l'industrialisation

Le graphique 1 montre l'évolution de la valeur ajoutée de la production industrielle en pourcentage du PIB et le degré d'ouverture commercial en pourcentage PIB au sein des pays de l'UEMOA de 1996 à 2018. Entre 1996 et 2018, il est constaté une libéralisation commerciale externe au sein des pays de l'UEMOA. Cette dernière est caractérisée par une ouverture du commerce dans les pays qui ont tendance à n'imposer que de faibles barrières à la pénétration de son marché. Ce constat traduit également l'accent qui a été mis sur la facilitation des échanges, la promotion des échanges commerciaux et l'appui à l'amélioration de la compétitivité. Relativement à l'évolution du degré de l'ouverture commerciale, il est observé sur la période de 1996 à 2018 trois (03) phases d'évolution de l'activité de la production industrielle. De 1996 à 1998, il est observé une



Graphique 1. Évolution de la valeur ajoutée industrielle % du PIB et de l'ouverture commerciale en % du PIB de 1996 à 2018 dans les pays de l'UEMOA

Source : à partir des données de (Banque mondiale, 2019).

forte baisse de la valeur ajoutée industrielle atteignant un niveau plus faible de 18,19489 en pourcentage du PIB en 1998. Entre 1998 à 2000, on observe une forte croissance de la valeur ajoutée industrielle avec une valeur de 20,80 comme pic en 2000 et cette production reste stable jusqu'en 2007 mais i une chute est constatée à partir des années 2008. Cette baisse tendancielle de la production industrielle pourrait s'expliquer par l'avènement de la crise financière de 2008 (la crise des subprimes) qui a touché plusieurs pays dans le monde. On remarque plus ou moins une tendance linéaire à la hausse au cours de la période de 2009 jusqu'à 2012. Par contre la tendance reste relativement normale jusqu'en 2018. Ce qui montre qu'il reste beaucoup d'efforts à fournir au pays de l'UEMOA sur les questions de transformation structurelle.

3. Méthodologie

3.1. Cadre théorique du modèle et spécification du modèle empirique

Le cadre théorique du modèle se fonde sur les développements des théories de croissance endogène. Pour analyser l'effet de l'ouverture commerciale sur le développement industriel dans l'espace UEMOA, la fonction de production Cobb–Douglas dont le progrès technologique est neutre au sens de Hicks sert de base à notre analyse pour raison de résultats concluants a cet effet :

$$y_t = A_t K_t^{\alpha} L_t^{\beta} \qquad [1]$$

où $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$, $\alpha + \beta = 1$, y_t représente la production globale du secteur industriel au temps t, A_t, K_t et L_t désignent respectivement la productivité totale des facteurs, le stock de capital et le stock de main-d'œuvre.

Pour élaborer le modèle empirique, on s'est inspiré du cadre théorique développé, basé sur le cadre méthodologique de Crespi et Geuna (2008, 2005) et Tahir et al. (2016). Afin de tester l'effet de l'ouverture commerciale sur la production industrielle, on a fait recours aux estimations économétriques avec les données de sept pays de l'UEMOA couvrant la période 1996–2018. L'équation suivante est considérée :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 ouv_com_{it} + \alpha_3 inv_{it} + \alpha h_{it} + \alpha X_{it} + u_{it} \qquad [2]$$

Afin d'identifier les canaux de transmission de l'ouverture commerciale, on a cherché à analyser l'effet interactif entre le degré de liberté de la corruption et l'ouverture commerciale sur le développement industriel. Pour cela nous établissons l'équation [3] suivante :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 y_{it-1} + \alpha_2 ouv \cdot corrup_{it} + u_{it} \qquad [3]$$

où : *vai_PIB* : la contribution d'une industrie à la croissance est généralement mesurée par la valeur ajoutée du secteur industriel qui reflète le développement et la performance de ce secteur. Le développement de l'industrialisation est mesuré par le taux d'industrialisation, qui est le rapport de la valeur ajoutée des industries sur le PIB (Ngoa & Atangana, 2013 ; Jalilian & Weiss, 1999). *Ouv_com* : désigne l'ouverture commerciale. Nous capterons (le rapport entre la totale exportation et importation sur le PIB) (Rodriguez & Rodrik, 2000). *Inv* : représente ici Investissement et est capté par la FBCF. La formation brute de capital fixe (FBCF) en pourcentage du PIB à prix constant. Ce sont autant de variables explicatives qui permettront d'évaluer l'influence de la modernité sur l'industrialisation. *tx_PIB* : est le taux de croissance du PIB (annuel %) en niveau et élevé au carré, dans l'optique de tester la relation en *U* entre le PIB et l'industrialisation ou la désindustrialisation postulée par Clark (1957). Pour la qualité institutionnelle ou la bonne gouvernance, le développement industriel repose sur les facteurs institutionnels qui favorisent un climat politico-légal stable afin d'encourager le climat des affaires et promouvoir l'investissement. Elle est captée par trois indicateurs (l'indice de perception de la corruption (*corrup*). Cet indice est construit à partir de plusieurs sondages d'option d'experts se prononçant sur leur perception du niveau de corruption dans les secteurs publics. On peut classer les pays sur une échelle de 0 à 10 ; 0 indique un degré de corruption élevé et 10 indique un degré de corruption faible. On s'attend à un signe négatif (–) et ensuite l'efficacité gouvernementale (*effic*), est une

variable qui évalue la qualité des services, la qualité bureaucratie, la compétence des fonctionnaires, la politique et la crédibilité gouvernementale dans le respect de ses engagements vis-à-vis des acteurs économiques et politiques. Cette variable est comprise entre –4,5 et 4,5 où une valeur élevée indique une efficacité importante du gouvernement et attire donc les investisseurs étrangers. Le signe attendu est positif (+).

3.2. Présentation de l'échantillon de l'étude, description des variables et source de données

L'échantillon est composé essentiellement des pays de l'UEMOA. Il s'agit du Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. La période d'étude couvre de 1996 à 2018. Pour les raisons de disponibilité des données, l'étude porte sur sept pays car la Guinée-Bissau sera exclue lors des estimations économétriques. En outre, le choix de ces pays se justifie du fait qu'ils ont les mêmes caractéristiques économiques, le même passé historique en termes de la colonisation et l'intégration sous-régionale et ont également le même régime de politique monétaire. Les données de plusieurs sources sont utilisées dans cette recherche notamment World Development Indicators, Base de données perspective.usherbrooke.ca/bilan et Worldwide Governance Indicators.

3.2.1. Techniques d'estimation

3.2.1.1. Tests de stationnarité

Avant d'élaborer les estimations, les propriétés stochastiques des données notamment les tests de racine unitaire ont été étudiés. Les tests de stationnarité sont nécessaires pour éviter le problème de régression fallacieuse. Pour les données de Panel, ces tests constituent des hypothèses faites sur la dépendance des termes d'erreurs interindividuels (N'Guessan, 2019 ; Hurlin & Mignon, 2007). Des auteurs comme Hurlin et Mignon (2007) font état des différences fondamentales qui existent entre les tests de stationnarité en Panel et en séries temporelles. En ce qui concerne les tests de stationnarité sur les séries temporelles, les tests statistiques possèdent des distributions asymptotiques non standard et conditionnelles propres à chaque modèle tandis que les tests statistiques de stationnarité des modèles en Panel admettent pour loi asymptotique des lois normales. Les premiers résultats empiriques ont été testés par Levin et Lin (1992). Pour résoudre des problèmes de corrélations interindividuelles, on mobilise très souvent deux tests. Il s'agit des tests de première génération développés par Maddala et Wu (1999) et un test de seconde génération de Pesaran (2007).

3.2.1.2. Test de cointégration

On utilise habituellement les tests de cointégration sur les séries temporelles. Toutefois, Pedroni (1995, 1999, 2001, 2004), Kao (1999) et Westerlund et Edgerton (2007) ont proposé des tests de cointégration qui s'appliquent à des données de Panel. L'utilisation des techniques de cointégration en données de panel permet de tester la présence de relation de long-terme entre des variables intégrées. Pedroni propose sept statistiques pour tester la cointégration en données de panel : quatre sont basés sur la dimension within (intra) et trois sont basés sur la dimension between (inter) (Kos à Mougnol & Kamajou, 2016). L'avantage du test de Westerlund est qu'il peut être appliqué aux panels non cylindré et, est applicable même en cas de dépendances interindividuelles, avec la procédure du bootstrapping.

3.2.1.3. Méthode de pooled-mean group

L'estimateur du pooled-mean group, développé par Pesaran et al. (1999) fait partie de la classe des modèles de panels dynamiques dans lesquels on admet que le nombre d'observations *T* est aussi grand que celui des individus *N*. Cet estimateur admette que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs, peuvent différer selon les individus. La méthode repose sur la spécification dynamique de panel du modèle Auto Régressive Distributive Lags (ARDL) (p, q_1, ..., q_k) de la forme suivante :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^{p} \gamma_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \qquad [4]$$

où le nombre d'individus $i = 1, 2, \ldots, N$; le nombre de période $t = 1, 2, \ldots, T$; X_{it} est un vecteur à $kx1$ variables explicatives ; δ_{it} sont les $kx1$ vecteurs des coefficients ; γ_{it} sont des scalaires et μ_i est l'effet spécifique pays. Une principale caractéristique des variables cointégrées est leur réaction à toute déviation de l'équilibre de long-terme. Cette caractéristique implique un modèle à correction d'erreur dans lequel les dynamiques de court terme des variables du système sont influencées par la déviation de l'équilibre. Dans ce cas l'équation [1] peut être ré-paramétrée de la manière suivante :

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta'_i X_{it}) + \sum_{j=1}^{p} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-1} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{ij} \Delta X_{i,t-1} + \mu_i \qquad [5]$$

Le paramètre ϕ_i est la vitesse de correction des erreurs du terme d'ajustement (coefficient d'ajustement). Si $\phi_i = 0$, alors il n'y a pas de preuve de la présence d'une relation de long terme. Si $\phi_i < 0$, alors il y a une correction d'erreur, qui

implique que les variables y_{it} et X_{it} sont cointégrées. Ce paramètre est censé être significativement négatif sous la précédente hypothèse que les variables présentent un retour à l'équilibre de long terme.

4. Résultats empiriques

4.1. Analyse des statistiques descriptives

Dans l'analyse des résultats des estimations économétriques, il est important de jeter un coup d'œil sur l'analyse descriptive du comportement naturel des données dont nous disposons. À première vue, nous constatons un grand écart entre certaines variables telles que la valeur ajoutée industrielle en US $ (valeur constante), l'ouverture commerciale, la formation brute de capital fixe, et les variables institutionnelles (efficacité du gouvernement), le taux de croissance du PIB. La valeur ajoutée industrielle a été utilisée comme variable dépendante. En moyenne, cette variable dépendante représente environ 20% du PIB des pays de l'UEMOA. La valeur minimale a été enregistrée au Niger (11,26) en 2006 et le maximum au Bénin (29,72) en 2001. Les valeurs min et max de la variable formation brute de capital fixe qui représente les investissements censés stimuler l'industrialisation sont respectivement de 8,25 et 38,89 en pourcentage du PIB. Le minimum a été enregistré en Côte d'Ivoire et le maximum au Niger. Le Togo a le taux d'ouverture le plus élevé (118,10%) comparé au niveau le plus bas enregistré par le Burkina Faso (30,73%) sur la période étudiée (tableau 1).

Tableau 1. Statistiques descriptives des variables du modèle

Variable	Observations	Mean	Standard deviation	Min	Max
Valeur ajoutée industrielle	161	20,22	3,74	11,26	29,72
Ratio de l'ouverture commerciale	161	62,16	16,45	30,73	118,10
Croissance du PIB	161	4,67	3,06	–4,39	15,38
Formation brute du capital fixe	161	20,38	6,60	8,25	38,89
Indice de corruption	161	2,91	0,43	2,09	3,91
Efficacité institutionnelle	163	–0,75	0,35	–1,55	0,08

Source : élaboration propre.

4.2. Les résultats du test de Racine unitaire

Pour déterminer l'ordre d'intégration des séries étudiées, nous retenons l'un des tests de racine unitaire les plus utilisés, à savoir le test de Levin et al. (2002). Le test suggère que seule la variable EFF_GOV (efficacité gouvernementale) est stationnaire en niveau tandis que les autres variables présentent une racine unitaire. Notons que toutes ces variables sont stationnaires en différence première (tableau 2). Ce résultat permet de conclure que les conditions de mise en œuvre du modèle de cointégration de type ARDL pour des séries I (0) ou I (1) sont réunies.

Tableau 2. Test de Racine unitaire des variables de l'étude (stationnarité)

Test de stationnarité de Levin et al.				
Variables utilisées	**en niveau i(0)**		**en différence première i(1)**	
	***p*-value**	**décision**	***p*-value**	**décision**
Valeur ajoutée industrielle (VAI)	0,089	non stationnaire	0,000	stationnaire
Taux de croissance du PIB (TX_PIB)	0,604	non stationnaire	0,000	stationnaire
Ouverture Commerciale (OUVCOM)	0,370	non stationnaire	0,000	stationnaire
Investissement (FBCF)	0,448	non stationnaire	0,000	stationnaire
Efficacité gouvernementale (EFF_GOV)	0,002	stationnaire	0,000	stationnaire
Indice de liberté de corruption (corrup)	0,001	stationnaire	0,000	stationnaire

Source : élaboration propre.

4.3. Les résultats du test de cointégration

Le tableau 3 montre que les séries relatives aux variables OUVCOM, TCR_PIB ; FBCF et VAI étant intégrées d'ordre 1, la deuxième étape de notre démarche empirique consiste à tester l'existence d'une éventuelle relation de cointégration. Le test de cointégration utilisé est celui proposé par Pedroni (1999). En effet la cointégration des variables dépend de la valeur de la probabilité associée à chaque statistique de test. Tous les tests statistiques rejettent l'hypo-

thèse nulle de non cointégration. Autrement dit, les séries sont cointegrées. La seconde étape consiste à estimer la relation de long terme. À la suite de notre démarche, nous effectuerons les estimations en utilisant la méthode de pooled-mean group.

Tableau 3. Les résultats du test de cointégration des variables exogènes avec variable dépendante

	Test de cointégration de Pedroni	
	***t*-statistique**	***p*-value**
Modified Phillips-Perron *t*	1,52	0,060
Phillips-Perron *t*	–4,20	0,000
ADF *t*	–4,05	0,000

Source : élaboration propre.

4.4. Les résultats des estimations par la méthode de pooled-mean group (PMG)

Les régressions de type ARDL montrent que toutes les variables sont cointégrées. En effet, le coefficient d'ajustement est négatif et significatif. La valeur ajoutée industrielle et l'ouverture commerciale (ouv_com) évoluent ensemble à long terme. Il existe donc une relation d'équilibre stable entre l'ouverture commerciale et la valeur ajoutée industrielle. Selon les résultats obtenus, à long terme, l'ouverture commerciale n'est pas bénéfique pour la croissance de la production industrielle de l'ensemble des sept pays de l'UEMOA considérés. Ainsi, lorsque l'ouverture commerciale augmente d'un point cela entraine une diminution de 0,16 point de la valeur ajoutée industrielle. Ce résultat traduit la faible capacité des industries de la zone à faire face à la concurrence des produits des industries étrangères et aussi le nombre réduit des industries manufacturières installées dans la zone. Par contre, dans le court terme l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle de l'ensemble des pays étudiés. Ces résultats corroborent ceux de Tahir et al. (2016), Topalova et Khandelwal (2011) et Njikam (2009) qui montrent que l'ouverture commerciale exerce une influence positive et significative sur le secteur industriel. De façon spécifique, à court terme, l'ouverture commerciale a un impact positif et significatif sur le développement industriel dans les pays comme le Burkina Faso, le Niger et le Togo. Pour le cas du Togo, l'augmentation d'un point de l'ouverture commerciale entraîne 0,23 point de l'augmentation de la valeur ajouté industrielle. Cet effet est plus important pour le cas du Burkina Faso et le Niger et respectivement de l'ordre de 0,44%

et 1,15%. Ces résultats traduisent l'absolution partielle d'un certain nombre de barrières tarifaires dans ces pays.

En ce qui concerne l'investissement capté ici par la Formation Brute Capital Fixe (FBCF), il présente un effet positif et significatif à long terme sur la croissance de la valeur ajoutée industrielle pour l'ensemble des sept pays de l'UEMOA. Ce résultat ne collabore pas avec les travaux de Rodrik (1992) et de Miyagiwa et Ohno (1995) qui montrent que, l'ouverture commerciale réduit la part de marché des entreprises domestiques, ce qui les incite à moins investir. Il s'en suit un impact négatif sur leur productivité et donc sur leur compétitivité. Or la contribution de l'investissement public et privé au développement industriel de cette étude pourrait être expliquée par la hausse de l'effort d'investissement public due à la baisse de la dette publique, la baisse des coûts d'emprunts et la hausse des recettes dans l'ensemble de pays de l'UEMOA. Cependant, l'effet contraire se produit à court terme dans les pays étudiés sauf le Bénin. Les résultats montrent que l'investissement a un effet négatif sur la productivité industrielle dans le court terme. Ce résultat montre que la plupart des industries n'ont pas l'accès au crédit. Ainsi, l'étroitesse du volume des crédits accordés aux entreprises locales, s'explique d'un côté par la présence de l'asymétrie d'information, qui est un résultat de non disponibilité de ressources fortes pour garantir ces crédits et d'un autre côté du faible développement du système bancaire dans cette région. Ce résultat est aligné avec l'étude de Fjos et al. (2010).

Le tableau 4 montre qu'à court terme, l'efficacité gouvernementale évolue en sens inverse avec la valeur ajoutée industrielle de l'ensemble des pays de l'UEMOA. Ce qui montre que le gouvernement dans ces pays fait des efforts en matière d'encadrement et d'orientation des dossiers administratifs, il s'agit de la création des industries ou les efforts pour l'amélioration du climat des affaires. Par contre à court terme, le coefficient affecté à l'efficacité gouvernementale quant à lui est positif et significatif pour la Côte d'Ivoire et le Sénégal et présente un effet inverse pour le Bénin. À long terme le taux de croissance du PIB est positif mais non significatif. Ce qui montre que le taux croissance du PIB ne contribue pas de façon substantielle à la valeur ajoutée industrielle pour l'ensemble des sept pays de de la zone UEMOA étudiés. Par contre, à court terme le taux de croissance du PIB impacte positivement et significativement la valeur ajoutée industrielle au Niger et entraîne une augmentation de celle-ci. Ce résultat peut être considéré comme raisonnable dans la mesure où les gains liés à la libéralisation des échanges (que ce soit en termes de développement industriel ou de bien-être) sont supposés concentrés dans les pays ayant un niveau de revenu avancé et les plus compétitifs tels que les pays à croissance élevée.

L'ouverture commerciale et la corruption ont une relation complexe et bidirectionnelle, où l'ouverture commerciale peut être affectée par la corruption et

Tableau 4. Résultats avec l'estimateur pooled-mean group

Effets de l'effet de long terme								
Variables				**Coefficients (*z*-value)**				
Ouverture commerciale (lOUVCOM)				–0,16** (2,04)				
Investissement (FBCF)				0,263*** (4,77)				
Taux de croissance du PIB (tcr-PIB)				0,002 (0,56)				
Efficacité gouvernementale (Eff-Gov)				–0,288*** (4,79)				
N-Observation				105				
Log Likelihood				169,13				
Effets de court terme spécifiques								
Variables	**UEMOA**	**Bénin**	**Burkina Faso**	**Côte D'Ivoire**	**Mali**	**Niger**	**Sénégal**	**Togo**
Coefficient d'ajustement	–0,48*** (2,97)	–0,09* (1,87)	–0,44** (2,25)	–1,26*** (7,52)	–0,06 (0,56)	–0,17 (0,95)	–0,62** (2,22)	–0,73*** (3,03)
Ouverture commerciale (lOUVCOM)	0,238 (1,39)	–0,08 (0,87)	0,44** (2,08)	0,04 (0,48)	–0,175 (1,02)	1,15* (1,90)	0,05 (0,25)	0,23** (2,82)
Investissement (FBCF)	–0,2 (1,34)	0,22** (2,55)	–0,007 (0,002)	–0,197** (2,90)	–0,081 (0,4)	–1,02** (2,29)	–0,33* (1,92)	–0,008 (0,07)
Taux de croissance du PIB (tcr-PIB)	0,002 (1,19)	0,002 (0,39)	0,004 (0,40)	0,001 (0,65)	0,007 (0,14)	0,01* (1,66)	–0,004 (0,76)	–0,009 (0,10)
Efficacité gouvernementale (Eff-Gov)	0,07 (1,00)	–0,204** (2,38)	–0,059 (0,21)	0,4*** (5,18)	–0,05 (0,29)	0,10 (0,26)	0,20** (2,01)	0,12 (0,65)
Constante	1,30*** (2,77)	0,231 (1,62)	1,12** (2,30)	3,69*** (6,71)	0,16 (0,51)	0,44 (1,05)	1,77** (2,31)	1,71*** (2,88)

Notes : *** ; ** ; * indiquent la significativité aux seuils respectifs de 1% ; 5% et 10, valeur en parenthèse signifie *t*-Student.

Source : élaboration propre.

inversement. La corruption peut être obstacle de l'ouverture commerciale en faussant la concurrence et en créant un environnement commercial incertain pour les investisseurs, tandis que l'ouverture commerciale peut potentiellement renforcer ou affaiblir la corruption selon la qualité des institutions du pays. L'interaction entre l'ouverture commerciale et la corruption dépend en grande partie de la qualité de la gouvernance d'un pays. Une nation ou un pays avec des institutions de qualité et un cadre juridique rigoureux est mieux équipé pour tirer parti des avantages de l'ouverture commerciale tout en luttant contre la corruption. Les résultats de l'analyse interactive entre l'ouverture commerciale et le degré de corruption sont présentés dans le tableau 5. Ce résultat montre

que le canal par lequel l'ouverture commerciale est favorable à la croissance de la productivité industrielle de long terme est le degré de liberté de la corruption. Les estimations montrent qu'à long terme, l'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur la productivité industrielle via la corruption. Lorsque le degré de corruption diminue d'un point, cela entraîne une augmentation de la valeur ajoutée de 0,04%. Ce qui traduit l'effet de la corruption sur le climat des affaires et joue un rôle important sur la production industrielle. Ainsi, les travaux réalisés sur l'investissement public en Afrique subsaharienne montrent que lorsque les pays contrôlent la corruption, assurent la stabilité politique, l'investissement public serait relancé et cela pourrait augmenter la productivité industrielle. De même, à court terme l'ouverture commerciale exerce un impact positif et significatif sur le développement du secteur industriel en Côte d'Ivoire par le canal de la réduction du degré de la corruption.

Tableau 5. Résultats de l'effet interactif entre la corruption et ouverture commercial sur la valeur ajoutée industrielle

Effets de l'effet de long terme								
Variables					**Coefficients (*z*-value)**			
OUV*CORRUP					0,04*** (3,10)			
N-Observation					154			
Log Likelihood					194,83			
Effets de court terme spécifiques								
Variables	**UEMOA**	**Bénin**	**Burkina Faso**	**Côte D'Ivoire**	**Mali**	**Niger**	**Sénégal**	**Togo**
Coefficient d'ajustement	–0,38*** (8,46)	–0,31** (2,57)	–0,44** (2,25)	–0,38*** (3,04))	–0,23* (1,68)	–0,33** (2,25)	–0,33 (1,62)	–0,59*** (3,94)
OUV*CORRUP	0,02* (1,79)	0,05 (0,59)	0,03 (0,66)	0,06** (2,52)	0,03 (0,96)	–0,01 (0,22)	–0,03 (0,89)	0,03 (1,61)
Constante	0,94*** (9,35)	0,82** (2,57)	1,2** (2,55)	1,4*** (2,88)	0,59* (1,69)	0,70** (2,11)	0,89* (1,65)	1,33*** (3,90)

Source : élaboration propre.

Conclusion et implications politiques

Cet article enrichit la littérature économique sur les effets de l'ouverture commerciale sur la gouvernance et la productivité industrielle dans les pays de l'UEMOA. La plupart des études ont analysé les conséquences microéconomiques et macroéconomiques de l'ouverture commerciale et du taux de scolarisation dans l'enseignement secondaire mais n'abordent pas souvent la question en

termes de production industrielle dans les pays de l'UEMOA. En revanche, cet article révèle les canaux par lesquels l'ouverture commerciale se manifeste. Cet article analyse l'effet de l'ouverture commerciale sur le développement industriel dans les pays de l'UEMOA et les analyses économétriques portent sur un panel de sept (07) pays de l'UEMOA avec des données qui couvrent la période 1996–2018. La théorie économique suggère que l'ouverture commerciale peut avoir un impact positif et significatif sur la productivité et la croissance économique. Cela se produit par divers mécanismes, notamment l'accumulation accélérée de capital physique, le transfert de technologie, l'amélioration des politiques macroéconomiques et l'intensification de la concurrence qui pousse les entreprises à être plus efficaces. Les résultats des analyses montrent qu'à long terme l'ouverture commerciale n'est pas bénéfique pour le développement du secteur industriel dans l'ensemble des pays étudiés. Toutefois, à court terme les résultats laissent apparaître des spécificités propres à chaque pays. À court terme, l'ouverture commerciale a un effet positif et significatif sur la valeur ajoutée industrielle constaté dans les pays tels que le Burkina Faso, le Niger et le Togo. Un autre canal par lequel l'ouverture commerciale peut affecter positivement le développement du secteur industriel repose sur la qualité des institutions. En effet, les résultats montrent que l'efficacité gouvernementale impacte négativement le développement du secteur industriel à long terme pour l'ensemble des pays étudiés. Ainsi, à court terme cet effet est plus prononcé au Bénin. L'indicateur captant le degré de liberté de corruption, impacte positivement le développement du secteur industriel**.** Cette recherche a été limitée par la disponibilité des données.

Pour favoriser le bon développement du secteur industriel dans la zone UEMOA, les gouvernements et les décideurs de ces pays doivent mettre en œuvre une forme de protectionnisme afin de protéger leurs industries naissantes ou fragiles de la concurrence étrangère. Les gouvernements peuvent utiliser des politiques industrielles pour orienter les secteurs vers des activités plus dynamiques, en tenant compte des avantages comparatifs et des besoins de développement du pays. C'est une façon de favoriser le développement local des industries au fur et à mesure de leur maturité en vue d'une ouverture commerciale compétitive. Toutefois, ces politiques commerciales protectionnistes peuvent s'avérer difficiles à mettre en œuvre, car elles sont en contradiction avec les règles de l'Organisation Mondiale du Commerce (OMC). C'est pourquoi les pays en développement devraient élaborer des modèles de relance pour stimuler le développement industriel progressif.

Ce développement industriel est possible en adaptant et en appliquant de manière interactive les conclusions afin d'améliorer la qualité de la gouvernance et de la mise en place des institutions de qualité. Les études de ces modèles en

Asie du Sud-Est, montrent que les décideurs politiques de l'Afrique subsaharienne pourraient les apprendre, les adapter et les personnaliser pour accélérer le développement industriel et participer à une mondialisation économique accélérée et rentable. Malgré les aspirations à la modernité, la performance industrielle dans la région a souvent été en deçà des attentes. La structure des exportations de l'UEMOA reste dominée par les matières premières (or, cacao, coton, etc.), ce qui expose les économies de ces pays à la volatilité des cours mondiaux et limite la transformation structurelle nécessaire à une productivité industrielle élevée et diversifiée. Une bonne gouvernance publique crée un environnement stable, tandis qu'une mauvaise gouvernance peut engendrer une instabilité politique et des choix économiques inappropriés qui nuisent au développement du secteur industriel. Cet article montre également qu'une gouvernance efficace dans les domaines publique et privée permet une meilleure allocation des ressources et favorise une croissance économique durable et équilibrée. D'autres recherches peuvent explorer cet article pour faire une analyse de l'ouverture commerciale et la productivité industrielle sous d'autres angles.

References

Alderson, A. (1999). Explaining deindustrialization: Globalization, failure, or success? *American Sociological Review*, *64*(5), 701–721. https://doi.org/10.2307/2657372

Aryeetey, E., Court, J., Nissanke, M., & Weder, B. (1998). *Strengthening Africa's participation in the global economy*. United Nations University & African Economic Research Consortium. https://digitallibrary.un.org/record/4082991?v=pdf

Banque mondiale. (2019). *Base de données des indicateurs de développement dans le monde*. https://donnees.banquemondiale.org

BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest). (2019). *The WAEMU Surveillance framework: reforms to foster public debt sustainability*. IMF Country Report, 19/91.

Brechet, J. P., Desmarteau, R. H., & Saives, A. (2016). *La gouvernance dans les industries fondées sur la science: Le cas des biotechnologies du Québec*. Document de Travail, 2009/21. https://hal.science/hal-00422435v1

Chatri, A. Zouiri, H. Zenati, A., & Chouati, M. (2019). Ouverture commerciale et développement du secteur industriel dans les pays en development: Cas de l'Afrique subsaharienne. In A. Chatri (Ed.), *Ouverture, productivité et croissance* économique *au Maroc* (pp. 167–182). Laboratoire d'Économie Appliquée & Policy Center for the New South. https://www.labeamse.com/2019/04/OPCM10.html

Chichilnisky, G. (1994). North-south trade and the global environment. *American Economic Review*, *84*(4), 851–874.

Clark, C. (1957). *The conditions of economic progress*. Macmillan Press.
CNUCED. (2017). *La rapport sur le commerce et le développement 2017*. Nations Unies.
Crespi, G., & Geuna, A. (2005). *Modelling and measuring scientific production: Results for a panel of OECD countries*. SPRU Working Paper Series 133.
Crespi, G., & Geuna, A. (2008). An empirical study of scientific production: A cross country analysis, 1981–2002. *Research Policy*, *37*(4), 565–579.
Dijkstra, A. G. (2000). Trade liberalization and industrial development in Latin America. *World Development*, *28*(9), 1567–1582. https://doi.org/10.1016/S0305-750X(00)00040-1
Dutraive, V. (2016). Introduction. Industrie, finance, innovation et gouvernance dans la crise: Vers un changement structurel?
Fjose, S., Grünfeld, L., & Green, C. (2010). SMEs and growth in sub-Saharan Africa—identifying SME roles and obstacles to SME growth. *MENON Business Economics*, *14*.
Heckscher, E., & Ohlin, B. (1933). *International and inter-regional trade*. Cambridge: Harvard University Press.
Helpman, E., & Krugman, P. (1985). *Market structure and foreign trade: Increasing returns, imperfect competition, and the international economy*. MIT Press. Retrieved from https://mitpress.mit.edu/books/market-structure-and-foreign-trade
Hurlin, C., & Mignon, V. (2007). *Second generation panel unit roots tests*. Orleans Economics Laboratory, Center for Prospective Studies and International Information, Economix. https://shs.hal.science/halshs-00159842v1
Jalilian, H. & Weiss, J. (1999). De-industrialisation in sub-Saharan Africa: Myth or crisis? *Journal of African Economics*, *9*(1), 24–43.
Kao, C. (1999). Cointegration tests applied to panel data cited by Anindya Banerjee in panel data unit roots and cointegration: An overview. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(1), 607–629.
Kapri, K. (2016). Productivity, firm size and trade liberalization in a partner country: Evidence from Korean firm-level data. *International Review of Economics & Finance*, *45*, 572–583. https://doi.org/10.1016/j.iref.2016.01.010
Kim, E. (2000). Trade liberalization and productivity growth in Korean manufacturing industries: Price protection, market power, and scale efficiency. *Journal of Development Economics*, *62*(1), 55–83. https://doi.org/10.1016/S0304-3878(00)00075-4
Kone, A. S., Singare, H. B. & Diallo, S. S. (2023). Gouvernance et industrialisation du Mali. Revue Internationale de la Recherche Scientifique, 1(1), 42–60. https://www.revue-irs.com/index.php/home/article/view/8
Kos à Mougnol, A., & Kamajou, F. (2016). Determinants du développement financier dans les pays de la zone Franc Cfa: Le role de la qualite des institution. *European Scientific Journal*, *12*(28), 285. https://doi.org/10.19044/esj.2016.v12n28p285
Krugman, P. (1979). A model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income. *Journal of Political Economy*, *87*(2), 253–266. https://doi.org/10.1086/260755
Levin, A, & Lin, C. F. (1992). *Unit root test in panel data: Asymptotic and finite sample properties*. University of California.

Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, *108*(1), 1–24. https://doi.org/10.1016/S0304-4076(01)00098-7

Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 631–652. https://doi.org/10.1111/1468-0084.0610s1631

Miyagiwa, K., & Ohno, Y. (1995). Closing the technology gap under protection. *American Economic Review*, *85*(4), 755–770.

Myint, H. (1997). Adam Smith's theory of international trade in the perspective of economic development. *Economica*, *44*(175), 231–248. https://doi.org/10.2307/2553648

Ngoa, T. H. & Atangana, O. H. (2013, octobre). *L'incidence du commerce Nord-Sud et du commerce Sud-Sud sur l'industrialisation en Afrique*. Conférence économique africaine, Intégration régionale en Afrique, Banque Africaine de Développement. Johannesburg. Afrique du Sud.

N'Guessan, K. R. (2019). Measuring the degree of international financial integration of ECOWAS countries: An analysis of the paradox of Feldstein et Horioka (1980). *International Journal of Innovation and Applied Studies*, *26*(1), 1–11.

Njikam, O. (2009). *Trade liberalization, infrastructure and industrial performance in Cameroon*. https://www.researchgate.net/profile/Ousmanou-Njikam/publication/228419267_Trade_Liberalization_Infrastructure_and_Industrial_Performance_in_Cameroon/links/545238550cf24884d887a1da/Trade-Liberalization-Infrastructure-and-Industrial-Performance-in-Cameroon.pdf

Pedroni, P. (1995). *Panel cointegration. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Working Paper in Economics, 92-013. https://web.williams.edu/Economics/pedroni/WP-95-13.pdf

Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* (special issue), *61*, 653–670.

Pedroni, P. (2001). Purchasing power parity tests in cointegrated panels. *Review of Economics and Statistics*, *83*(4), 727–731.

Pedroni, P. (2004). *Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*. Department of Economics Working Papers, 2004-15.

Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265–312. https://doi.org/10.1002/jae.951

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, *94*, 621–634. https://doi.org/10.1080/01621459.1999.10474156

Rodriguez, F., & Rodrik, D. (2000). Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence. *NBER Macroeconomics Annual*, *15*, 261–338.

Rodrik, D. (1992). *Closing the technology gap: Does trade liberalization really help?* NBER Working Paper, 2654. http://www.nber.org/papers/w2654.pdf

Rowthorn, R., & Coutts, K. (2004). De-industrialisation and the balance of payments in advanced economies. *Cambridge Journal of Economics*, *28*(5), 767–790. https://doi.org/10.1093/cje/beh034

Tahir, M., Ruiz, E. M., Khan, I., & Afridi, M. A. (2016). The role of trade openness for industrial sector development: Panel data evidence from SAARC region. *Journal of Asia Business Studies*, *10*(1), 93–103. https://doi.org/10.1108/JABS-01-2015-0007

Topalova, P., & Khandelwal, A. (2011). Trade liberalization and firm productivity: The case of India. *Review of Economics and Statistics*, *93*(3), 995–1009. https://doi.org/10.1162/REST_a_00095

Ukwandu, D. (2015). David Ricardo's theory of comparative advantage and its implication for development in sub-Saharan Africa: A decolonial view. *African Journal of Public Affairs*, *8*(3), 17–34. http://hdl.handle.net/2263/58163

Westerlund, J., & Edgerton, D. L. (2007). A panel bootstrap cointegration test. *Economics Letters*, *97*(3), 185–190. https://doi.org/10.1016/j.econlet.2007.03.003

Wood, A. (1994). *North-south trade, employment and inequality: Changing fortunes in a skill-driven world*. Oxford University Press, Clarendon Press.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.2842

Effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans l' UEMOA

Effect of financial decentralisation on the budget deficit in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU)

Arnaud G. M. DEDEHOUANOU

Université de Parakou[1], Bénin
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
gbenoukpo1@yahoo.fr
https://orcid.org/0009-0006-6090-1953

Abstract

Purpose: The objective of this paper is to examine the effect of fiscal decentralisation on the budget deficit in WAEMU countries.

Design/methodology/approach: The methodological approach adopted is based on an integration and cointegration analysis using panel data, enabling the examination of long-term relationships between fiscal decentralisation and budget deficits. Estimates were made using fully modified ordinary least squares (FMOLS) and dynamic ordinary least squares (DOLS) methods. These techniques are particularly well suited to cointegrated panels, as they correct for problems of endogeneity, autocorrelation, and heteroscedasticity that can affect classical least squares estimators. The study covers a sample of eight WAEMU countries over the period 2003–2022, allowing both national specificities and regional trends to be taken into account in the analysis of the effects of decentralisation on the budget deficit.

Findings: The results indicate that fiscal decentralisation of revenues has a positive effect on the budget deficit in all the countries studied, while decentralisation of expenditures contributes to reducing it. Furthermore, the interaction between fiscal decentralisation and certain institutional factors, such as corruption and political stability, tends to increase the budget deficit in the region. However, this effect is mitigated in the presence of local elections, suggesting that the electoral context moderates the impact of decentralisation on fiscal discipline.

[1] 02 BP 1364, Porto Novo, Bénin.

Originality/value: This study stands out for its analysis of the role of political institutions and governance in the impact of fiscal decentralisation on the budget deficit. It fills a gap in the empirical literature on WAEMU countries, where the effects of local authorities on fiscal discipline have been little studied. Adopting the methodological approach of Neyapti (2010), the research assesses how fiscal decentralisation can promote rigorous public finance management and contribute to deficit reduction, thus offering an original and empirical contribution to the understanding of local governance and fiscal stability.

Keywords: financial decentralisation, budget deficit, local governments, WAEMU, panel data.

Résumé

Objectif : L'objectif de cette recherche est d'analyser l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA.

Conception/méthodologie/approche : L'approche méthodologique adoptée repose sur une analyse d'intégration et de cointégration en données de panel, permettant d'examiner les relations de long terme entre décentralisation financière et déficit budgétaire. Les estimations ont été réalisées à l'aide des méthodes des moindres carrés entièrement modifiés (FMOLS) et des doubles moindres carrés ordinaires (DOLS). Ces techniques sont particulièrement adaptées aux panels cointégrés, car elles corrigent les problèmes d'endogénéité, d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité qui peuvent affecter les estimateurs des moindres carrés classiques. L'étude couvre un échantillon de huit pays de l'UEMOA sur la période 2003–2022, ce qui permet de tenir compte à la fois des spécificités nationales et des tendances régionales dans l'analyse des effets de la décentralisation sur le déficit budgétaire.

Résultats : Les résultats indiquent que la décentralisation financière des recettes augmente le déficit budgétaire dans l'ensemble des pays étudiés, tandis que la décentralisation des dépenses contribue à le réduire. En outre, l'interaction entre la décentralisation financière et certains facteurs institutionnels, tels que la corruption et la stabilité politique, tend à accroître le déficit budgétaire dans la région. Cependant, cet effet est atténué en présence d'élections locales, suggérant que le contexte électoral modère l'effet de la décentralisation sur la discipline budgétaire.

Originalité/valeur : Cette étude se distingue par l'analyse du rôle des institutions politiques et de la gouvernance dans l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire. Elle comble une lacune dans la littérature empirique sur les pays de l'UEMOA, où les effets des Collectivités Locales sur la discipline budgétaire ont été peu étudiés. En adoptant l'approche méthodologique de Neyapti (2010), la recherche évalue comment la décentralisation financière peut favoriser une gestion rigoureuse des finances publiques et contribuer à la réduction des déficits, offrant ainsi une contribution originale et empirique à la compréhension de la gouvernance locale et de la stabilité budgétaire.

Mots-clés : décentralisation financière, déficit budgétaire, collectivités locales, UEMOA, données de panel.

JEL classification : C23, H62, H72, H77.

Introduction

La mise en pratique de la décentralisation dépend du contexte de chaque milieu. Le niveau de démocratisation et de développement, l'étendue du territoire, la capacité des institutions, le degré de fragmentation de la population (Faguet, 2004 ; Neyapti, 2010). Ces caractéristiques institutionnelles et socioéconomiques peuvent conditionner les effets de la décentralisation financière sur la gestion des finances publiques.

L'approche économique de la nouvelle théorie institutionnelle postule que les institutions exercent une influence déterminante sur le déficit budgétaire (Acemoglu et al., 2025 ; North, 1990). Selon ces derniers, les institutions efficaces réduisent l'incertitude et les coûts de transaction supportés par les agents économiques. Ces auteurs considèrent les institutions comme des mécanismes de régulation du marché visant à réduire les coûts de transaction. Elles jouent un rôle central dans les finances publiques et la détermination du déficit budgétaire.

Par ailleurs, la théorie du fédéralisme budgétaire, développée par Oates (1972) et Musgrave (1959), détermine le niveau d'autorité approprié pour les fonctions d'allocation, de stabilisation et de redistribution. Selon Wagner (1883), le développement économique s'accompagne d'une expansion des activités de l'État et d'une augmentation des dépenses publiques.

Toutefois, les effets de la décentralisation financière sur le solde budgétaire dépendent de la mobilisation des ressources, de la maîtrise des dépenses et de la qualité des institutions.

Il convient de reconnaître que les pays disposent de capacités différentes en matière de mobilisation des recettes fiscales, ce qui doit être pris en compte dans les comparaisons internationales. La décentralisation peut toutefois améliorer ou affaiblir cette mobilisation. En effet, les élus locaux peuvent réduire l'effort fiscal pour favoriser leur réélection, tout en augmentant les dépenses d'investissement visibles dans leurs circonscriptions. Ainsi, la décentralisation financière, associée aux élections locales, peut contribuer à l'aggravation du déficit budgétaire.

Ainsi, la décentralisation financière peut améliorer la gestion publique, mais aussi accroître les déséquilibres budgétaires lorsque les mécanismes de contrôle, de mobilisation des recettes et de discipline financière sont insuffisants.

Alors que plusieurs pays de l'UEMOA peinent à maîtriser leur déficit budgétaire, le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Sénégal enregistrent des progrès en matière de gestion des finances publiques et de dynamisme économique. Ces avancées renforcent leur résilience, leur marge de manœuvre budgétaire et leur crédibilité régionale et internationale.

Le déficit budgétaire moyen en pourcentage (%) du PIB de l'UEMOA s'est établi à 2,511 au cours de la période 2003–2022. Ce taux traduit une augmentation du déficit budgétaire de l'Union (BCEAO, 2022).

La persistance des déficits budgétaires dans plusieurs États de l'UEMOA soulève dès lors des interrogations quant aux facteurs institutionnels et structurels susceptibles d'influencer leurs trajectoires budgétaires. Dans cette perspective, la décentralisation financière constitue un facteur important à considérer, en raison de son rôle dans la répartition des ressources, des compétences et des responsabilités entre les différents niveaux de gouvernement.

Au regard de ce qui précède, il convient de vérifier si la décentralisation financière réduit le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA ? Cette problématique conduit à formuler l'hypothèse selon laquelle la décentralisation financière contribue à réduire le déficit budgétaire. L'analyse des termes d'interaction permettra d'identifier les conditions dans lesquelles cet effet se manifeste.

Toutefois, la littérature sur les déterminants du déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA accorde peu d'attention au rôle des collectivités locales (CL). Les travaux existants privilégient les facteurs macroéconomiques, institutionnels et politiques, au détriment de l'effet de la répartition des compétences et des ressources entre les niveaux de gouvernement sur le solde budgétaire.

Sur le plan théorique, cette étude s'intéresse au rôle des institutions dans la gestion des ressources publiques. Selon North (1990), la qualité des institutions influence les incitations et les performances économiques. Dans cette perspective, la décentralisation peut améliorer l'efficacité de l'action publique en rapprochant la décision des besoins locaux (Oates, 1972).

Toutefois, ses effets sur les finances publiques dépendent des mécanismes de financement et des capacités institutionnelles des collectivités (Oates, 1999). Cette étude contribue ainsi à la littérature sur le lien entre décentralisation financière et déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA, caractérisés par des disparités économiques et institutionnelles.

Cette étude s'inscrit dans la continuité des travaux de Neyapti (2010) sur l'influence des facteurs institutionnels et structurels dans la relation entre décentralisation financière et déficit budgétaire. Elle vise à analyser le rôle de la décentralisation financière dans la dynamique du déficit budgétaire des pays de l'UEMOA, en accordant une attention particulière aux CL. Dans ce contexte, la relation entre décentralisation financière et déficit budgétaire demeure encore insuffisamment documentée dans l'espace communautaire, au regard des différences institutionnelles et structurelles entre les États membres.

Le reste de l'article est structuré en quatre sections. La première présente un contexte spécifique relatif à l'hétérogénéité de la décentralisation financière

et ses implications sur le déficit budgétaire dans l'UEMOA. La deuxième est consacrée à la revue de la littérature. La troisième présente l'approche méthodologique utilisée. La quatrième expose les résultats et leur analyse, avant de conclure par quelques implications de politique économique.

1. Contexte : hétérogénéité de la décentralisation financière et implications sur le déficit budgétaire dans l'UEMOA

Le tableau 1 met en évidence une hétérogénéité de la dépendance des CL aux transferts de l'État dans l'UEMOA. Leur part dans les recettes varie de 5,66% au Niger à près de 49% au Bénin et au Burkina Faso, contre 34,72% au Togo, 31,59% en Côte d'Ivoire et 28,27% au Sénégal. Ces écarts reflètent des niveaux différents d'autonomie financière et peuvent influencer la gestion des finances publiques. Une forte dépendance aux transferts peut ainsi accroître la pression sur le budget et aggraver le déficit lorsque les recettes disponibles sont insuffisantes.

Tableau 1. Volumes et pourcentages des transferts de l'État dans les recettes globales des Collectivités Locales de l'UEMOA de 2003 à 2022[2]

Pays	Recettes Globales en millions (moyenne 2003–2022) de FCFA	Transferts de l'État aux CL (moyenne : 2003–2022) en millions de FCFA	% Transferts de l'État aux CL sur les Recettes Globales
Bénin	68 627	33 492	48,80
Burkina Faso	134 730	65 623	48,71
Côte d'Ivoire	203 819	64 385	31,59
Mali	222 766	255 455	114,67
Niger	31 823	1 802	5,66
Sénégal	198 026	55 987	28,27
Togo	17 941	6 230	34,72
Total	879 744	484 986	55,13

Source : UEMOA/CONAFIL et Ministères de la Décentralisation et calculs de l'auteur.

[2] Les données de 2022 ne sont pas encore disponibles au niveau de l'UEMOA. C'est des données de la CONAFIL et des Ministères en Charge de la Décentralisation de chaque pays.

À l'inverse, une meilleure mobilisation des recettes propres peut réduire la pression sur les finances publiques. L'hétérogénéité des transferts constitue ainsi un facteur institutionnel pertinent dans l'analyse du déficit budgétaire dans l'UEMOA.

Tableau 2. Part des recettes propres dans les recettes globales des Collectivités Locales de l'espace UEMOA de 2003 à 2022

Pays	Recettes globales en millions (moyenne 2003–2022) de FCFA	Recettes propres : fiscales + exploitations en millions (moyenne 2003–2022) de FCFA	% recettes propres/ recettes globales
Bénin	68 627	32 387	47,19
Burkina Faso	134 730	42 240	31,35
Côte d'Ivoire	203 819	136 142	66,80
Guinée Bissau	1 386	1 287	92,91
Mali	222 766	64 685	29,04
Niger	31 823	17 864	56,13
Sénégal	198 026	93 309	47,12
Togo	17 941	14 376	80,13
Total	879 117	346 505	39,42

Source : UEMOA /CONAFiL et Ministères de la Décentralisation et calculs de l'auteur.

Le tableau 2 révèle également une hétérogénéité de l'autonomie financière des CL dans l'UEMOA. La part des recettes propres varie de 29,04% au Mali à 92,91% en Guinée-Bissau, pour une moyenne de 39,42%. Ces écarts traduisent des capacités différentes de mobilisation des ressources et une dépendance variable aux transferts de l'État. Une faible mobilisation des recettes propres peut accroître la pression sur les finances publiques, tandis qu'une mobilisation plus importante peut réduire cette dépendance. Ces différences constituent ainsi un facteur important dans l'analyse du lien entre décentralisation financière et déficit budgétaire.

2. Revue de littérature théorique et empirique

La revue de littérature présente les fondements théoriques et les résultats empiriques sur le lien entre décentralisation financière, qualité institutionnelle et discipline budgétaire, ainsi que leurs effets sur le déficit budgétaire.

2.1. Décentralisation financière, qualité institutionnelle et discipline budgétaire : fondements théoriques et mécanismes d'influence

La relation entre décentralisation financière et discipline budgétaire s'inscrit au cœur des analyses de la nouvelle économie institutionnelle et du fédéralisme budgétaire. Dans cette perspective, Neyapti (2010), dans son étude *Fiscal decentralization and deficits : International evidence*, propose un cadre analytique mettant en évidence le rôle conditionnel des institutions dans l'effet de la décentralisation financière sur les déficits budgétaires. Selon cette approche, la décentralisation financière peut contribuer à une gestion plus rigoureuse des finances publiques lorsque les gouvernements locaux sont dotés d'une autonomie réelle et soumis à des mécanismes efficaces de responsabilité et de redevabilité.

L'argument central repose sur la proximité accrue entre les autorités locales et les citoyens, qui favoriserait une meilleure adéquation entre les décisions budgétaires et les préférences des contribuables. Cette proximité renforcerait la surveillance des décideurs publics et limiterait les comportements opportunistes, contribuant ainsi à une discipline budgétaire accrue. Toutefois, Neyapti (2010) souligne que cet effet vertueux de la décentralisation n'est ni automatique ni universel, mais dépend étroitement de la qualité du cadre institutionnel.

Dans les pays caractérisés par des institutions solides (transparence, état de droit et efficacité administrative), la décentralisation financière tend à réduire les déficits budgétaires en améliorant la responsabilité des gouvernements locaux (North, 1990). À l'inverse, dans les contextes institutionnels fragiles, la décentralisation peut engendrer des déséquilibres budgétaires persistants, en raison d'une faible capacité de mobilisation des ressources propres, d'une gouvernance déficiente et d'un recours excessif aux transferts ou à l'endettement.

Par ailleurs, cette analyse s'inscrit dans le débat plus large sur l'orthodoxie budgétaire. Si la théorie traditionnelle préconise l'équilibre budgétaire comme norme de gestion des finances publiques, plusieurs contributions soulignent qu'un ajustement budgétaire trop rapide peut générer des coûts économiques et sociaux significatifs. Dans ce contexte, la décentralisation financière, lorsqu'elle est encadrée par des institutions robustes, peut constituer un mécanisme d'arbitrage permettant de concilier discipline budgétaire, efficacité allocative et soutenabilité des finances publiques.

Ainsi, le cadre théorique mobilisé dans cette étude postule que l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire est fondamentalement conditionné par la qualité des institutions. Cette hypothèse est particulièrement pertinente pour les pays en développement, où les contraintes institutionnelles peuvent fortement moduler les effets attendus de la décentralisation.

2.2. Décentralisation financière, institutions et performance budgétaire : une revue empirique

La littérature sur les déterminants du déficit budgétaire en Afrique subsaharienne ou dans les pays en développement met en évidence le rôle central des facteurs économiques, institutionnels et politiques. À partir d'un panel de vingt-trois pays, Abanikanda et al. (2023) analysent l'effet combiné de ces facteurs sur le déficit budgétaire en utilisant des techniques économétriques avancées (corrélation spatiale, modèle autorégressif à retard distribué à effets fixes dynamiques et méthode des moindres carrés généralisés). Les résultats indiquent que le revenu par habitant, l'ouverture commerciale, la population et les tensions religieuses amplifient le déficit budgétaire, tandis que la qualité de la bureaucratie, la stabilité gouvernementale, l'ordre public et le rôle de l'armée réduisent son ampleur. D'autres facteurs institutionnels, tels que la lutte contre la corruption et la responsabilité démocratique, présentent des preuves statistiques plus faibles. L'étude démontre également l'existence de relations de cointégration à long terme entre les facteurs économiques et institutionnels et le déficit budgétaire, avec des effets différenciés à court et long terme.

Dans une perspective institutionnelle, Saib (2024) s'appuie sur les théories de North et Acemoglu pour montrer que des institutions bien structurées, transparentes et inclusives sont corrélées à la fois à une croissance économique élevée et à une meilleure discipline budgétaire. Les résultats empiriques issus de différents pays soulignent que le succès économique et budgétaire dépend de la capacité des États à mettre en œuvre des réformes institutionnelles adaptées aux spécificités culturelles et historiques locales.

La littérature sur la décentralisation financière fournit un cadre complémentaire pour analyser les déterminants des déficits budgétaires. Neyapti (2010) montre que la décentralisation des recettes et des dépenses publiques peut réduire les déficits, mais que cet effet est conditionné par la qualité des institutions et le fractionnement ethnolinguistique. Des études antérieures (King & Ma, 2001 ; Neyapti, 2004) indiquent également une relation négative entre la décentralisation des recettes et l'inflation, tandis que Jin et Zou (2002) montrent que la décentralisation des dépenses tend à accroître la taille du gouvernement, alors que la décentralisation des recettes exerce un effet inverse.

Les travaux de l'OCDE apportent également un éclairage important sur les effets de la décentralisation financière et sur la gouvernance multiniveaux. Selon l'OCDE (2019), la décentralisation peut améliorer l'efficacité de l'action publique lorsque les responsabilités, les ressources et les mécanismes de redevabilité sont clairement répartis entre les différents niveaux de gouvernement. Toutefois, une décentralisation insuffisamment encadrée peut accroître les

déséquilibres budgétaires et les difficultés de coordination entre les administrations centrales et locales. L'OCDE souligne ainsi l'importance de la qualité des institutions, de la coordination budgétaire et de l'autonomie financière des collectivités pour assurer une gestion soutenable des finances publiques. Ces enseignements complètent les résultats de Neyapti (2010) et renforcent l'intérêt d'examiner le rôle des institutions dans la relation entre décentralisation financière et déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA.

Cependant, la décentralisation financière peut aggraver les déséquilibres budgétaires si les gouvernements locaux ne sont pas engagés dans une discipline budgétaire stricte. Dans les pays en développement, un contrôle rigoureux des finances locales est nécessaire pour éviter la détérioration des positions budgétaires et pallier le manque de coordination intergouvernementale. Neyapti (2010) observe que la tenue d'élections locales n'affecte pas systématiquement la relation entre décentralisation et déficit, mais Besson et Lavorata (2010) montrent que les dépenses en capital peuvent s'accélérer en période préélectorale, ce qui peut accroître le déficit budgétaire.

Enfin, d'autres travaux complémentaires (Baskaran & Feld, 2013 ; Delgado-Téllez & Pérez, 2020 ; De Mello, 2000 ; Jin & Zou, 2002 ; Neyapti, 2010), confirment que la décentralisation financière exerce un effet significatif sur le déficit budgétaire, mais que cet effet dépend des contextes institutionnels et politiques. Ces contributions fournissent le fondement théorique et empirique pour analyser l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA.

3. Méthodologie de recherche

Cette recherche s'appuie sur les travaux de Neyapti (2010) pour qui la décentralisation financière peut être un outil efficace pour améliorer la discipline budgétaire, à condition que des institutions soient solides.

3.1. Spécification du modèle et données

Cette étude examine les facteurs à l'origine du déficit budgétaire dans l'UEMOA. Conformément au cadre théorique proposé par Neyapti (2010), le modèle général utilisé pour étudier ces déterminants s'exprime comme suit:

$$FD_{it} = \alpha + \beta ECN_{it} + \varphi INS_{it} + \sigma Z_{it} + \varepsilon_{it} \qquad \text{(a)}$$

où *i* et *t* désignent le pays *i* au moment *t*. *FD* est le déficit *budgétaire/PIB*, *ECN* désigne la décentralisation financière (*DF*), *INS* sont des variables institution-

nelles et politiques qui sont représentées par l'une des variables suivantes : la présence d'élections locales (*ELOC*), le contrôle de la corruption (*CORUP*) et la stabilité politique (*STAP*), *Z* est la variable de contrôle, représentée par la population (*POP*), l'importance du fractionnement ethnolinguistique (*ETLI*), l'*IDH* (remplacé par l'indice de Gini) et la taille du gouvernement (*TGV*).

Le déficit budgétaire sur le PIB est le rapport du solde budgétaire au produit intérieur brut. Un déficit élevé peut réduire les marges de manœuvre financière de l'État et limiter les ressources disponibles pour le financement des compétences décentralisées. Selon le FMI (2001), le solde budgétaire constitue un indicateur important de la situation financière des administrations publiques.

3.1.1. Définition des variables explicatives

Les variables retenues sont présentées à travers leur définition, leur mesure et leur rôle.

- Les variable d'intérêt : La décentralisation financière des recettes et la décentralisation financière des dépenses.
  - La décentralisation financière (*DF*) comprend deux dimensions : la décentralisation des recettes (*DFrec*) et celle des dépenses (*DFdep*). La première peut réduire le déficit budgétaire en renforçant l'autonomie financière des CL et en limitant leur dépendance aux transferts. À l'inverse, une progression des dépenses supérieure à celle des recettes peut accroître leurs besoins de financement et aggraver le déficit budgétaire (Dedehouanou & Amoussouga, 2015 ; Hounmenou & Degbedji, 2021 ; Nkoudou Bengono et al., 2023).
- Les variables de contrôle : La présence d'élections locales (*ELOC*), le contrôle de la corruption (*CORUP*) ; la stabilité politique (*STAP*) ; la population (*POP*), l'importance du fractionnement ethnolinguistique (*ETLI*), l'*IDH* (remplacé par l'indice de Gini) et la taille du gouvernement (*TGV*), le ratio de l'investissement privé au *PIB* (*INVP*).
  - Les élections locales (*ELOC*) peuvent affecter la situation budgétaire des *CL* en raison de la hausse des dépenses observée en période électorale. La littérature sur les cycles budgétaires électoraux montre que les autorités peuvent augmenter certaines dépenses avant les élections, entraînant une dégradation temporaire du solde budgétaire (Ebeke & Ölcer, 2013). Au niveau local, Bonfatti et Forni (2019) soulignent également une hausse des dépenses d'investissement à l'approche des élections municipales. Le contrôle de la corruption (*CORUP*) améliore la mobilisation des recettes et l'efficacité des dépenses publiques, contribuant ainsi à réduire le déficit budgétaire (Gurara et al., 2017).

- La stabilité politique (*STAP*) favorise une gestion budgétaire plus prévisible et peut contribuer à limiter les déséquilibres des finances publiques (Alesina et al., 1996).
- La population (*POP*) peut influencer le déficit budgétaire à travers la demande de biens et services publics. Une population plus importante peut accroître les besoins en dépenses publiques, notamment dans les secteurs de la santé, de l'éducation et des infrastructures, et ainsi exercer une pression sur les finances publiques (Alesina et al., 1996).
- L'importance du fractionnement ethnolinguistique (*ETLI*) peut influencer la gestion des finances publiques en favorisant une dispersion des préférences collectives et une concurrence entre groupes pour l'accès aux ressources publiques. Cette fragmentation peut compliquer la coordination des politiques publiques et accroître les pressions sur les dépenses publiques (Alesina et al., 1999).
- L'indice de Gini, utilisé en remplacement de l'*IDH*, mesure le degré d'inégalité dans la répartition des revenus. Une forte inégalité peut accroître les besoins de redistribution et exercer une pression sur les dépenses publiques, ce qui peut affecter le déficit budgétaire (Alesina & Rodrik, 1994).
- La taille du gouvernement (*TGV*) peut influencer le déficit budgétaire à travers le niveau des dépenses publiques. Une taille plus importante peut entraîner une hausse des dépenses et, en l'absence de recettes suffisantes, accroître le déficit budgétaire (Alesina & Perotti, 1995).
- Le ratio de l'investissement privé au PIB (*INVP*) mesure l'importance de l'investissement privé dans l'activité économique. Un niveau élevé d'investissement privé peut contribuer à stimuler la croissance économique et à élargir l'assiette fiscale, influençant ainsi les recettes publiques et le déficit budgétaire (Gurara et al., 2017).

3.1.2. Source des des données et période de l'étude

Les données du *PIB* et de la population proviennent des statistiques financières de la BCEAO, tandis que l'*IDH* et la taille du gouvernement (*TGV*) sont issus de la base *Perspectives Mondes*. Les données sur la corruption et les élections proviennent de *Transparency International et des Commissions Electorales Nationales*. L'étude couvre huit pays sur la période 2003–2022. Les données sur la décentralisation des recettes et des dépenses, indisponibles dans les bases régionales et internationales, ont été collectées à partir des comptes administratifs nationaux. Les sources et méthodes de calcul sont présentées en annexe 1 et la liste des pays en annexe 2.

3.2. Modèle fonctionnel

Le modèle général retenu pour analyser l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire s'écrit comme suit :

$$Def/PIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DF_{it} + \alpha_2 (DF_{it} \cdot I_{ij}) + \alpha_3 TGV_{it} + \alpha_4 PIBT_{it} + \\ + \alpha_5 GNIpc_{ij} + \alpha_6 I_{ij} + \varepsilon_{it} \quad (b)$$

Parce qu'il faudra considérer la décentralisation des recettes d'une part et la décentralisation des dépenses d'autre part, alors les modèles pour estimer le déficit budgétaire sont :
dans le cas de la décentralisation financière des recettes :

$$Def/PIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DFrec_{it} + \alpha_2 (DFrec_{it} \cdot I_{ij}) + \alpha_3 TGV_{it} + \alpha_4 PIBT_{it} + \\ + \alpha_5 GNIpc_{ij} + \alpha_6 I_{ij} + \varepsilon_{it} \quad (c)$$

dans le cas de la décentralisation financière des dépenses :

$$Def/PIB_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DFdep_{it} + \alpha_2 (DFdep_{it} \cdot I_{ij}) + \\ + \alpha_3 TGV_{it} + \alpha_4 PIBT_{it} + \alpha_5 GNIpc_{ij} + \alpha_6 I_{ij} + \varepsilon_{it} \quad (d)$$

Le tableau 3 présente la liste des indicateurs et les signes attendus.

Tableau 3. Liste des indicateurs retenus et signes attendus

Indicateurs	Initiales	Sines attendus
Décentralisation Financière des recettes (%)	DFrec	-
Décentralisation Financière des dépenses (%)°	DFdep	+
Taille du Pays ou Population (ln)	POP	+
Présence d'élections locales (dichotomique)	ELOC	+
Corruption (indice)	CORRU	+
Stabilité Politique (dichotomique)	STAP	-
Ratio de l'investissement privé au PIB (%)	INVP	-
Indice de Développement Humain (indice)	IDH	-
Taille du Gouvernement (ln)	TGV	+

Source : élaboration propre.

3.3. Méthodes d'estimation

Cette partie présente les résultats des différentes estimations. Nous utilisons d'abord les modèles à effets fixes/aléatoires, puis une analyse d'intégration et de cointégration en panel à l'aide des méthodes *FMOLS* et *DOLS*, afin de tenir compte des propriétés non stationnaires des séries.

4. Résultats et discussions

Cette section présente les outils d'analyse utilisés pour étudier la relation entre décentralisation financière et déficit budgétaire. Elle comprend les statistiques descriptives, les estimations sur panels statiques et celles sur panels dynamiques.

4.1. Statistiques descriptives

Le tableau 4 révèle une variabilité du PIB par tête, de la décentralisation des recettes et des dépenses et de la population, traduisant l'hétérogénéité des pays de l'UEMOA. Les recettes et dépenses s'élèvent en moyenne à 23,617 milliards de FCFA (42,400 millions de $) et 39,391 milliards de FCFA (70,719 millions de $), respectivement. Le déficit budgétaire moyen atteint –2,51% du PIB, avec un maximum de 29,62% au Niger en 2006 et un minimum de –8,9% au Burkina Faso en 2022. Ces écarts témoignent de disparités importantes dans la situation budgétaire des pays de l'UEMOA.

Tableau 4. Statistiques descriptives

Indicateurs	Obs.	Moyenne	Écart-type	V-Min	V-Max
Déficit public (% PIB)	160	–2,511	4,250	–8,900	29,620
PIB par tête (milliard de FCFA)	160	6068,989	5696,955	340,07	29539,93
Décentralisation des recettes(milliard de FCFA)	160	23,617	23,636	0,295	131,51
Décentralisation des dépenses (milliard de FCFA)	160	39,391	41,803	1,431	235,135
Investissement privé(% du PIB)	160	3,241	1,898	0,03	7,5
IDH (indice)	160	0,432	0,064	0,27	0,56
Taille du gouvernement (en milliard de FCFA)	160	6,006	1,031	2,87	8,7
Population (habitant)	160	13 578 146	6 948 613	1 315 653	28 160 542

Source : élaboration propre.

4.2. Méthode des panels statiques

Les résultats du tableau 5 montrent que la décentralisation des recettes produit des effets mitigés sur le déficit budgétaire, mais ceux-ci restent non significatifs dans l'ensemble des huit pays de l'UEMOA (équations c_1 et c_2). En revanche, la décentralisation des dépenses exerce un effet négatif et significatif sur le déficit

budgétaire (équations d_1 et d_2), ce qui rejoint les résultats de Masaki (2018), Sanogo (2018), Caldeira et Rota-Graziosi (2014) et Resnick (2014).

Ce résultat suggère que des dépenses locales productives, orientées vers l'investissement, peuvent contribuer à améliorer la situation budgétaire. Dans la logique de Tiebout (1956), les élus locaux peuvent également être incités à accroître les dépenses publiques afin de répondre aux préférences des populations et renforcer leur soutien électoral, en limitant le risque de *vote avec les pieds*. Toutefois, lorsque cette hausse des dépenses n'est pas accompagnée d'une mobilisation suffisante des recettes propres, elle peut accroître les besoins de financement des collectivités et exercer une pression sur le déficit budgétaire.

Tableau 5. Résultats des estimations modèles à effets fixes/effets aléatoires

Variables	Modèles à effets fixes		Modèles à effets aléatoires	
	c_1	d_1	c_2	d_2
	DEF/PIB	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*
DFrec	2,037		–0,771	
	(2,262)		(1,332)	
POP	–1,934**	4,578	2,117	6,138***
	(0,749)	(9,009)	(1,952)	(1,663)
IDH	1,760	3,729	–13,73	1,270
	(2,543)	(2,417)	(11,62)	(1,0,87)
INVP	–1,212*	–0,698	–1,104**	–1,302***
	(0,633)	(0,592)	(0,500)	(0,477)
TGV	1,347	1,213	3,288*	2,130
	(2,182)	(2,070)	(1,981)	(1,907)
DFdep		–7,322***		–3,901***
		(2,638)		(1,164)
Constant	2,964***	–7,130	–3,381	–9,786***
	(1,130)	(13,47)	(3,307)	(2,671)
Observations	160	160	160	160
R-squared	0,242	0,276		
Nombre de pays	8	8	8	8

Note : Les écarts-types entre parenthèses.
*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Source : élaboration propre.

Les résultats du tableau 5 montrent également que la taille du gouvernement exerce un effet positif sur le déficit budgétaire (équation c_2) ce qui peut s'expliquer par l'augmentation des dépenses publiques associée à un secteur public plus important. La population quant à elle présente également un effet positif ou négatif sur le déficit selon les spécifications retenues (équations c_1, c_2,

d_1 et d_2). Ce résultat conforte la théorie du fédéralisme budgétaire de Musgrave (1959) et Oates (1972), pour qui les besoins en biens et services publics peuvent influencer la répartition des compétences entre les différents niveaux de gouvernement. Ainsi, la croissance démographique peut accroître les besoins de dépenses publiques locales et affecter indirectement le déficit budgétaire.

En revanche, les investissements privés au niveau des CL exercent un effet négatif et significatif sur le déficit budgétaire dans les équations c_1, c_2 et d_2. Ces investissements favoriseraient l'activité économique et l'emploi, élargissent l'assiette fiscale et renforcent la mobilisation des ressources locales, contribuant ainsi à réduire le déficit budgétaire.

4.3. Méthode des données de panel non statique

Afin de garantir la robustesse des estimations, la stationnarité des variables est d'abord vérifiée à l'aide de tests de racine unitaire adaptés aux données de panel. Lorsque la dimension temporelle est limitée, le test d'Im, Pesaran et Shin (Im & Pesaran, 2003) est utilisé. En présence de dépendance entre les individus du panel, des tests de deuxième génération sont privilégiés.

L'existence d'une relation de cointégration est ensuite examinée à partir des tests de Pedroni (2004) et de Kao et al. (1999), dont l'hypothèse nulle correspond à l'absence de cointégration.

Pour estimer les relations de long terme entre variables cointégrées, plusieurs méthodes peuvent être mobilisées (FMOLS – *Fully Modified Ordinary Least Squares*, DOLS – *Dynamic Ordinary Least Squares* et GMM – *Generalised Method of Moments*). Dans cette étude, les estimateurs FMOLS et DOLS sont retenus. Bien que le choix du nombre de retards puisse être arbitraire, nous retenons un nombre identique de retards pour l'ensemble des pays afin d'assurer la comparabilité des estimations.

4.3.1. Résultats des tests préliminaires

4.3.1.1. Résultats du test de dépendance transversale (homogénéité)

Le test de Pesaran et al. (2004) permet d'examiner la dépendance transversale entre les unités du panel. Il repose sur la moyenne des coefficients de corrélation par paire des résidus issus des estimations par moindres carrés ordinaires. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 6.

Les résultats du tableau 6 conduisent au rejet, au seuil de 5%, de l'hypothèse nulle d'indépendance transversale pour les variables retenues. Ils révèlent ainsi

Tableau 6. Présentation du test de dépendance transversale de Pesaran (2004)

Variables	CD-test	*p*-value	Corrélation	Absence de corrélation
Déf/PIB	9,31	0,000	0,419	0,421
DFrec	22,93	0,000	0,969	0,969
DFdep	23,08	0,000	0,975	0,975
POP	23,65	0,000	0,999	0,999
IDH	22,14	0,000	0,936	0,936
INVP	6,47	0,000	0,273	0,273
TGV	–1,700	0,090	–0,072	0,533

Source : élaboration propre.

l'existence d'une dépendance entre les pays de l'échantillon, de sorte qu'un choc affectant un pays de l'UEMOA peut se répercuter sur les autres. Dès lors, des tests de stationnarité de deuxième génération sont privilégiés. Conformément à la littérature, le test de Pesaran (2007) est retenu pour tenir compte de cette dépendance transversale.

4.3.1.2. Résultats du test de stationnarité

Les résultats des tests de stationnarité se présentent dans le tableau 7.

Tableau 7. Résultat du test de stationnarité de 2ème génération de Pesaran (2007)

Variables	*t*-bar	VC (5%)	*Z*(*t*-bar)	*p*-value	I (.)
Déf/PIB	–2,497	–2,340	–2,105	0,018	I (0)
DFrec	–3,520	–2,340	–4,916	0,000	I (1)
DFdep	–2,516	–2,340	–2,158	0,015	I (0)
POP	–2,626	–2,340	–2,459	0,007	I (2)
IDH	–3,703	–2,340	–5,417	0,000	I (0)
INVP	–2,819	–2,340	–2,990	0,001	I (0)
TGV	–2,647	–2,340	–2,518	0,006	I (0)

Source : élaboration propre.

Les résultats des tests de stationnarité de deuxième génération montrent que les variables ne sont pas stationnaires au même niveau (tableau 7). Certaines sont stationnaires en niveau, tandis que d'autres le deviennent après une première ou une deuxième différenciation. Cette hétérogénéité des ordres d'intégration justifie la réalisation de tests complémentaires afin d'identifier les relations de long terme entre les variables.

4.3.1.3. Test d'endogénéité sur les variables

Le tableau 8 présente les résultats du test d'endogénéité de Hausman. Les résultats indiquent que les variables d'interaction entre la décentralisation des dépenses et la variable institutionnelle, représentée par la présence d'élections locales, sont endogènes au déficit budgétaire. Cette endogénéité doit ainsi être prise en compte dans les estimations afin d'obtenir des résultats fiables.

Tableau 8. Test d'endogénéité sur les variables interaction entre décentralisation financière et variables institutionnelles

Variables	d'_1	d'_2
	Déficit budgétaire	Déficit budgétaire
DFdep	–7,397***	–3,901***
	(1,374)	(1,164)
ELOC	–0,388	
	(0,297)	
PIB	6,142***	
	(1,310)	
POP	1,781	6,138***
	(1,567)	(1,663)
IDH	5,237	1,270
	(10,47)	(1,087)
TGV	2,028	2,130
	(1,840)	(1,907)
*DFdep*ELOC*	0,011**	
	(1,415)	
INVP		–1,302***
		(0,477)
Constant	–6,478***	–9,786***
	(2,380)	(2,671)
Observations	160	160
R-squared	0,273	0,202

Note : Les écarts-types entre parenthèses.
*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Source : élaboration propre.

Nous testons l'hypothèse nulle d'absence de cointégration entre chaque variable explicative et le déficit budgétaire, contre l'hypothèse alternative de cointégration. À cette fin, deux tests sont mobilisés : ceux de Kao (1999) et de Pedroni (1999, 2004), qui permettent d'examiner l'existence d'une relation de long terme entre les variables du panel.

Tableau 9. Résultats du test de cointégration

	Tests statistiques	*p*-value
Test de cointégration selon Kao		
Modified Dickey–Fuller	–9,023	0,0000
Dickey–Fuller	–23,225	0,0000
Augmented Dickey–Fuller	–2,419	0,0078
Unadjusted modified Dickey–Fuller	–11,359	0,0000
Unadjusted Dickey–Fuller	–23,321	0,0000
Test de cointégration selon Pedroni		
Modified Phillips–Perron	2,045	0,0204
Phillips–Perron	–3,946	0,0000
Augmented Dickey–Fuller	–9,067	0,0000

Source : élaboration propre.

À l'issue des résultats du tableau 9, les résultats des tests de cointégration rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration. En effet, les spécificités empiriques des variables stationnaires en niveau et en différence première proposent qu'il importe d'estimer le modèle par les méthodes FMOLS ou DOLS.

4.3.2. Résultats d'estimation par les méthodes FMOLS et DOLS

Dans leur ensemble, les résultats obtenus avec ces estimations rejoignent ceux observés à partir des modèles de panel statique, ce qui témoigne d'une certaine robustesse des résultats malgré le changement de méthode d'estimation. En effet, contrairement aux conclusions de Saib (2024), les estimations présentées dans le tableau 10, en l'absence des variables institutionnelles, indiquent que la décentralisation financière des recettes accroît le déficit budgétaire dans les équations c'_1 et c'_2.

À l'inverse, la décentralisation des dépenses contribue à réduire le déficit budgétaire. L'effet positif de la décentralisation des recettes sur le déficit suggère qu'une augmentation des ressources financières des *CL* ne se traduit pas nécessairement par une amélioration du solde budgétaire. En effet, les ressources supplémentaires peuvent être accompagnées d'une progression des dépenses locales, notamment des dépenses de fonctionnement et d'investissement, susceptible de neutraliser les gains liés à l'accroissement des recettes. Ce résultat contraste avec celui de Neyapti (2010), selon lequel la décentralisation financière peut contribuer à réduire le déficit budgétaire lorsque les conditions

institutionnelles nécessaires à son efficacité sont réunies. Dans le contexte de l'UEMOA, ce résultat pourrait ainsi s'expliquer par une autonomie financière encore limitée, une mobilisation insuffisante des recettes propres et des mécanismes de discipline et de contrôle budgétaires perfectibles.

Concernant les variables de contrôle, le PIB exerce un effet positif et significatif sur le déficit budgétaire dans les équation c'_1 et c'_2, avec les estimateurs FMOLS et DOLS. Dans les autres spécifications, son effet reste non significatif, à l'exception de l'équation d''_1 du modèle FMOLS, où le coefficient est négatif et faiblement significatif. Cette hétérogénéité s'explique par le double effet de la croissance économique. Elle peut accroître les recettes publiques, mais également stimuler les dépenses et les investissements publics. L'effet net sur le déficit dépend ainsi de la manière dont les ressources supplémentaires sont mobilisées et utilisées.

La population présente des effets différenciés selon les spécifications. Son coefficient est négatif et significatif dans l'équation e_1 du modèle FMOLS, mais positif et significatif dans les équations c'_1 et c'_2 des modèles FMOLS et DOLS. Cette divergence s'explique par ses effets opposés sur les finances publiques. La croissance démographique peut accroître les recettes fiscales, mais aussi renforcer les besoins en services publics et en infrastructures, avec un effet net dépendant de l'équilibre entre recettes et dépenses.

L'IDH exerce un effet négatif et significatif sur le déficit budgétaire dans les équations c'_1 et c'_2 des modèles FMOLS et DOLS, mais reste non significatif dans les autres spécifications. Ce résultat suggère qu'un niveau plus élevé de développement humain pourrait favoriser une meilleure capacité économique et fiscale et contribuer à réduire le déficit, sous réserve des différences entre les modèles estimés.

Enfin, la taille du gouvernement exerce un effet positif et significatif sur le déficit budgétaire dans les équations e_1, c'_1, e_2 et c'_2, indiquant qu'une expansion des dépenses publiques peut accentuer les déséquilibres budgétaires. Ce résultat confirme les analyses de Jin et Zou (2002) pour qui la décentralisation des dépenses tend à accroître la taille du gouvernement.

En revanche, les résultats du tableau 11 montrent que l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire varie selon sa dimension et la qualité des institutions. Dans l'équation c''_1, le contrôle de la corruption réduit significativement le déficit, tandis que son interaction avec la décentralisation des recettes exerce un effet positif et significatif, indiquant que la qualité du contrôle de la corruption modifie l'effet de la décentralisation des recettes sur le déficit. À l'inverse, la décentralisation des dépenses réduit significativement le déficit dans les équations d'''_1, d'''_2, d'''_3 et d'''_4. Toutefois, son interaction avec le contrôle de la corruption exerce un effet positif et significatif dans l'équation

Tableau 10. Résultats relatifs aux estimations suivant le modèle FMOLS et DOLS

Variables	Modèles FMOLS			Modèles DOLS		
	e_1	c'_1	d''_1	e_2	c'_2	d''_2
	DEF/PIB	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*	*DEF/PIB*
PIB	0,275	4,953***	–5,484*	0,362	4,958***	–5,677
	(0,991)	(0,816)	(3,216)	(1,424)	(1,190)	(4,222)
POP	–6,503**	2,025***	6,679	–5,850	2,025***	8,815
	(3,204)	(0,307)	(7,718)	(5,199)	(0,437)	(8,703)
IDH	–2,459	–9,819***	7,932	–4,564	–9,806***	8,388
	(1,497)	(1,243)	(5,217)	(2,144)	(1,789)	(6,850)
TGV	5,369***	5,602***	0,998	0,529***	5,551***	0,319
	(0,509)	(0,605)	(1,874)	(0,551)	(0,654)	(2,051)
DFrec		7,384***			7,348***	
		(0,677)			(0,990)	
DFdep			–1,736***			–1,646***
			(0,404)			(0,512)
Observations	160	160	160	160	160	160
R-squared	0,607	0,537	0,622	0,483	0,486	0,532

Note : Les écarts-types entre parenthèses.
*** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

Source : élaboration propre.

d'''_2 suggérant que l'amélioration du contrôle de la corruption peut modifier l'effet de la décentralisation des dépenses sur le déficit. Ces résultats soulignent ainsi l'importance de la qualité institutionnelle dans l'efficacité de la décentralisation financière et rejoint ainsi les conclusions de l'OCDE (2019) pour qui la réussite de la décentralisation et son effet sur le déficit budgétaire dépend de l'efficacité de l'action publique, des mécanismes de redevabilité et des responsabilités clairement répartis entre les différents niveaux de gouvernement. Or dans les pays de l'UEMOA, ces déterminants restent très peu suivis.

Concernant les élections locales, leur effet négatif et significatif sur le déficit dans l'équation c''_2 suggère que la responsabilisation des autorités locales peut favoriser une gestion prudente des ressources publiques. Toutefois, l'absence de significativité de l'interaction entre les élections locales et la décentralisation des recettes indique que le processus électoral, à lui seul, ne modifie pas significativement l'effet des recettes décentralisées sur le déficit. En revanche, la stabilité politique contribue directement à réduire le déficit dans l'équation c''_3 ce qui souligne l'importance d'un environnement institutionnel stable pour la gestion des finances publiques. Le signe positif de son interaction avec la décentralisation des recettes montre cependant que cette stabilité ne garantit

Tableau 11. Résultats effets croisés décentralisation financière et déficit budgétaire (DOLS)

Variables	c''_1	d'''_1	c''_2	d'''_2	c''_3	d'''_3	c''_44	d'''_4
	DEF/PIB	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***
DFrec	2,527**		7,290***		3,959***		7,348***	
	(1,269)		(0,863)		(0,749)		(0,990)	
PIB	4,579*	–0,643	6,005***	–3,821***	5,191***	0,398	4,958***	–4,527***
	(2,385)	(3,152)	(0,931)	(1,373)	(0,828)	(2,311)	(1,190)	(0,930)
POP	4,031**	2,14	1,930***	–1,106**	1,533***	4,552	2,025***	–1,129***
	(1,868)	(1,594)	(0,348)	(0,438)	(0,314)	(6,525)	(0,437)	(0,267)
IDH	–7,713*	3,053	–11,0***	7,60***	–10,58***	–2,510	–9,806***	7,39***
	(4,124)	(3,854)	(3,88)	(2,35)	(1,94)	(3,738)	(1,789)	(1,507)
TGV	6,151***	2,858***	4,904***	2,325***	6,635***	5,339***	5,551***	2,481***
	(1,050)	(0,793)	(0,590)	(0,550)	(0,555)	(0,664)	(0,654)	(0,419)
CORRU	–0,401*	–0,485						
	(0,222)	(0,331)						
*DFrec*CORRU*	1,783***							
	(0,603)							
DFdep		–1,505***		–8,009***		–3,317**		–8,246***
		(0,483)		(0,827)		(1,494)		(0,492)
*DFdep*CORRU*		0,415*						
		(0,231)						
ELOC			–2,343**	–0,694				
			(0,934)	(0,802)				
*DFrec*ELOC*			0,025					

Variables	c''_1	d'''_1	c''_2	d'''_2	c''_3	d'''_3	c''_44	d'''_4
	DEF/PIB	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***	***DEF/PIB***
			(0,125)					
*DFdep*CORRU*				0,562				
				(0,415)				
STAP					–5,551**	2,459*		
					(2,667)	(1,434)		
*DFrec*STAP*					4,320***			
					(1,246)			
*DFdep*CORRU*						3,080		
						(2,504)		
ETLI							0,235	0,865
							(0,25)	(0,802)
*DFrec*ETLI*							0,58	
							(0,502)	
*DFdepc*ETLI*								0,201
								(0,154)
Observations	160	160	160	160	160	160	160	160
R-squared	0,605	0,547	0,647	0,691	0,708	0,628	0,486	0,634

Note : Les écarts-types entre parenthèses.
*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Source : élaboration propre.

pas, à elle seule, un effet réducteur de la décentralisation sur le déficit. Ainsi, l'efficacité de la décentralisation financière dépend non seulement de l'existence d'institutions stables et de mécanismes de responsabilisation, mais également de leur capacité à encadrer effectivement la mobilisation et l'utilisation des ressources locales.

Enfin, les résultats relatifs au fractionnement ethnolinguistique dans les équations c''_4 et d'''_4 ne révèlent pas d'effet homogène ni statistiquement robuste, y compris pour ses interactions avec la décentralisation financière. Dans l'ensemble, ces résultats confirment que l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dépend à la fois de sa dimension et du contexte institutionnel de mise en œuvre (Acemoglu et al., 2025 ; North, 1990).

Conclusion et implications de politique

La présente recherche avait pour objectif d'analyser l'effet de la décentralisation financière sur le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA. La revue de la littérature théorique et empirique a permis de mieux cerner les mécanismes par lesquels la décentralisation peut influencer le déficit budgétaire et de retenir un cadre méthodologique fondé sur les travaux de Neyapti (2010).

En mobilisant les estimateurs FMOLS et DOLS sur la période 2003–2022, les résultats montrent que la décentralisation financière des recettes accroît le déficit budgétaire dans les pays de l'UEMOA. Toutefois, bien que le contrôle de la corruption contribue à réduire le déficit, son interaction avec la décentralisation des recettes est associée à une hausse du déficit. À l'inverse, la décentralisation des dépenses contribue à réduire le déficit budgétaire. Cependant, son interaction avec le contrôle de la corruption et la stabilité politique est associée à une hausse du déficit. Les effets apparaissent en revanche mitigés lorsque la décentralisation des dépenses est associée aux élections locales et au fractionnement ethnolinguistique.

Au regard des résultats obtenus, les États de l'UEMOA devraient renforcer la mobilisation des recettes propres des CL par la digitalisation du recouvrement, la modernisation des fichiers fiscaux, les seuils d'alerte sur le déficit et la veille sur l'endettement. La fixation d'objectifs annuels de mobilisation des recettes, suivis régulièrement par les administrations compétentes doit être de mise avec des effets plus coercitifs. Les transferts de l'État pourraient également être partiellement conditionnés au respect d'indicateurs de performance financière. Par ailleurs, le renforcement des audits, la dématérialisation des procédures financières et la publication des informations budgétaires contribueraient à améliorer

la transparence et à réduire les risques de corruption. Le renforcement des capacités des collectivités en matière de fiscalité, de gestion budgétaire et de dettes devrait permettre de mieux maîtriser les déséquilibres budgétaires et d'améliorer la soutenabilité des finances publiques.

Toutefois, cette étude présente certaines limites liées à l'hétérogénéité des données et à la période d'observation. Les variables proviennent de sources différentes, dont les méthodes de calcul peuvent varier. Par ailleurs, les évolutions récentes de l'UEMOA, notamment le retrait annoncé du Mali, du Niger et du Burkina Faso, sont susceptibles d'affecter les indicateurs macroéconomiques et budgétaires de la sous-région. Enfin, plusieurs chocs, dont la pandémie de COVID-19 et les conflits géopolitiques récents, ont affecté les économies de l'UEMOA et leur gouvernance locale. Mais, ces effets n'ont pas été explicitement intégrés dans le modèle, ce qui constitue une limite de l'étude.

Enfin, les recherches futures pourraient approfondir cette analyse en examinant les effets de la décentralisation financière par pays, afin de mieux tenir compte des spécificités institutionnelles et économiques de chaque État membre. Elles pourraient également intégrer les effets des récents chocs macroéconomiques et institutionnels et analyser davantage le rôle de la décentralisation financière dans la mobilisation des recettes publiques.

Annexe 1. Mode de calcul et source de données

Indicateurs	Initiales	Nature des variables	Mode de calcul	Source
Décentralisation Financière des recettes	DFrec	Quantitatif	Part des recettes propres des entités infranationales (Etats fédérés, provinces, régions, communes, ...) dans les recettes publiques totales	Ministères/Cour Suprême/instituions des différents pays
Décentralisation Financière des dépenses	DFdep	Quantitatif	Part des Dépenses d'investissement des entités infranationales (Etats fédérés, provinces, régions, communes, ...) dans les dépenses publiques totales	Ministères/Cour Suprême/instituions des différents pays
Taille du Pays ou Population	POP	Quantitatif	Le nombre de personnes vivant sur le territoire i au cours d'une année	BCEAO
Fractionnement ethnolinguistique	ETLI	Qualitatif dichotomique	Présence des conflits ethniques armées dans la majorité du Pays (1 si conflit et 0 non)	Rapport PNUD de chaque pays
Présence d'élections locales	ELOC	Qualitatif (dichotomique)	Réalisation des élections locales au niveau du pays (1 si élection et 0 non)	Site des Commissions Electorales
Corruption	CORRU	Quantitatif (indice)	Indice de gouvernnace composite fondé sur la perception	Transparency International
Stabilité Politique	STAP	Qualitatif (dichotomique)	Absence de violence politique/terrorisme au cours d'une année (1 si violence politique/terrorisme et 0 autrement)	Rapports annuels sur le fonctionnement et l'évolution de l'UEMOA''rubrique '' paix et sécurité sociale au sein de l'Union
Investissement privé	INVP	Quantitatif	Ivestissement privé au cours d'une année	BCEAO
Taille du Gouvernement	TGV	Quantitatif	Dépenses totales du gouvernement au cours d'une année	Perspectives Mondes
Indice de Développement Humain	IDH	Quantitatif		Perspectives Mondes

Source : élaboration propre.

Annexe 2. Liste des pays de l'UEMOA

N°	Pays
1	Bénin
2	Burkina Faso
3	Côte d'Ivoire
4	Guinée Bissau
5	Mali
6	Niger
7	Sénégal
8	Togo

Source : élaboration propre.

References

Abanikanda, E. O., Dada, J. T., & Ogunjumo, R. A. (2023). Fiscal deficit in sub-Saharan Africa: A new intuition from the institution and political drivers. *PLoS ONE*, *18*(9), e0291150. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0291150

Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2025). Culture, institutions, and social equilibria: A framework. *Journal of Economic Literature*, *63*(2), 637–692. https://doi.org/10.1257/jel.20241680

Alesina, A., Baqir, R., & Easterly, W. (1999). Public goods and ethnic divisions. *Quarterly Journal of Economics*, *114*(4), 1243–1284. https://doi.org/10.1162/003355399556269

Alesina, A., Özler, S., Roubini, N., & Swagel, P. (1996). Political instability and economic growth. *Journal of Economic Growth*, *1*(2), 189–211. https://doi.org/10.1007/BF00138862

Alesina, A., & Perotti, R. (1995). Fiscal expansions and fiscal adjustments in OECD countries. *Economic Policy*, *10*(21), 205–248. https://doi.org/10.2307/1344590

Alesina, A., & Rodrik, D. (1994). Distributive politics and economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, *109*(2), 465–490. https://doi.org/10.2307/2118470

Baskaran, T., & Feld, L. P. (2013). Fiscal decentralization and economic growth in OECD countries: Is there a relationship? *Public Finance Review*, *41*(4), 421–445. https://doi.org/10.1177/1091142112463726

BCEAO. (2024, Décembre). *Rapport sur la politique monétaire dans l'UMOA*. https://www.bceao.int/fr/publications/rapport-sur-la-politique-monetaire-dans-lumoa-decembre-2024

Besson, M., & Lavorata, L. (2010). Impact de la crise économique sur le management commercial: Une étude exploratoire auprès de conseillers bancaires. *Revue Management et Avenir*, (1), 304–320. https://doi.org/10.3917/mav.031.0304

Bonfatti, A., & Forni, L. (2019). Fiscal rules to tame the political budget cycle: Evidence from Italian municipalities. *European Journal of Political Economy*, *60*, 101800. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2019.06.001

Caldeira, É., & Rota-Graziosi, G. (2014). La décentralisation dans les pays en développement: Une revue de la littérature. *Revue d'Économie du Développement*, *22*(4), 5–37. https://doi.org/10.3917/edd.284.0005

Dedehouanou, G. M. A., & Amoussouga, F. G. (2015). Essai sur la décentralisation financière et l'accès aux services sociaux de base au Bénin. *Revue d'Analyse des Politiques Economiques et Financières*, *1*(1), 7–40.

Delgado-Téllez, M., & Pérez, J. J. (2020). Institutional and economic determinants of regional public debt in Spain. *Public Finance Review*, *48*(2), 212–249.

De Mello, L. R., Jr. (2000). Fiscal decentralization and intergovernmental fiscal relations: A cross-country analysis. *World Development*, *28*(2), 365–380.

Ebeke, C. H., & Ölcer, D. (2013). *Fiscal policy over the election cycle in low-income countries*. IMF Working Paper, 153. https://doi.org/10.5089/9781475588514.001

Faguet, J. P. (2004). Does decentralization increase government responsiveness to local needs?: Evidence from Bolivia. *Journal of Public Economics*, *88*(3–4), 867–893. https://doi.org/10.1016/S0047-2727(02)00185-8

FMI. (2001). *Government finance statistics manual 2001*. https://doi.org/10.5089/9781589060616.069

FMI. (2017). *Investment and growth in developing economies*. International Monetary Fund.

Gurara, D., Klyuev, V., Mwase, N., Presbitero, A. F., & Bannister, G. J. (2017). *Trends and challenges in infrastructure investment in low-income developing countries*. IMF Working Paper, 233. https://doi.org/10.5089/9781484324837.001.A001

Hounmenou, B. G., & Degbedji, F. D. (2021). Impact of own resources on municipalities' investments expenditures in Benin. *International Journal of Development Issues*, *20*(3), 393–416.

Im, K. S., & Pesaran, M. H. (2003). *On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables*. https://doi.org/10.17863/CAM.5079

Jin, J., & Zou, H. F. (2002). How does fiscal decentralization affect aggregate, national, and subnational government size? *Journal of Urban Economics*, *52*(2), 270–293.

Kao, C., Chiang, M. H., & Chen, B. (1999). International R&D spillovers: An application of estimation and inference in panel cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, *61*(S1), 691–709.

King, D., & Ma, Y. (2001). Fiscal decentralization, central bank independence, and inflation. *Economics Letters*, *72*(1), 95–98.

Masaki, T. (2018). The impact of intergovernmental transfers on local revenue generation in sub-Saharan Africa: Evidence from Tanzania. *World Development*, *106*, 173–186. https://doi.org/10.1016/j.worlddev.2018.01.026

Musgrave, R. (1959). *The theory of public finance: A study in public economy*. McGraw Hill.

Neyapti, B. (2004). Décentralisation fiscale, indépendance de la banque centrale et inflation: Une étude de panel. *Economics Letters*, *82*(2), 227–230.

Neyapti, B. (2010). Fiscal decentralization and deficits: International evidence. *European Journal of Political Economy*, *26*(2), 155–166. https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2010.01.001

Nkoudou Bengono, J. R., Ngah, B. E., & Onana, S. P. (2023). Effets des transferts intergouvernementaux sur la mobilisation des recettes publiques locales: Cas des communes camerounaises. *Région et Développement*, 58, 83–101. https://regionetdeveloppement.univ-tln.fr/wp-content/uploads/5-Onana.pdf?utm_source=chatgpt.com

North, D. C. (1990). *Institutions, institutional change and economic performance*. Cambridge University Press.

Oates W. E. (1972). *Fiscal federalism*. Harcourt, Brace, Jovanovich.

Oates, W. E. (1999). An essay on fiscal federalism. *Journal of Economic Literature*, *37*(3), 1120–1149.

OCDE. (2019). *Making decentralisation work: A handbook for policy-makers*. OECD Publishing. https://doi.org/10.1787/g2g9faa7-en

Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, *20*(3), 597–625.

Pesaran, M. H. (2007). Un test simple de racine unitaire de panel en présence de dépendance transversale. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(2), 265–312.

Pesaran, M. H., Schuermann, T., & Weiner, S. M. (2004). Modeling regional interdependencies using a global error-correcting macroeconometric model. *Journal of Business & Economic Statistics*, *22*(2), 129–162.

Resnick, D. (2014). Strategies of subversion in vertically-divided contexts: Decentralisation and urban service delivery in Senegal. *Development Policy Review*, *32*(s1), s61–s80. https://doi.org/10.1111/dpr.12069

Saib, M. (2024). *Les institutions et le développement economique entre North et Acemoglu: Étude analytique* [doctoral dissertation]. Université Mustapha Stambouli.

Sanogo, T. (2018). *Politique budgétaire et développement inclusif: Quelle contribution de la décentralisation en Côte d'Ivoire?* [doctoral dissertation]. Université Clermont Auvergne.

Tiebout, C. M. (1956). A pure theory of local expenditures. *Journal of Political Economy*, *64*, 416–424. https://doi.org/10.1086/257839

Wagner, A. (1883). *Finanzwissenschaft, Part 1*. C. F. Winter.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4241

Relâcher le trilemme territorial : La responsabilité territoriale des entreprises comme levier de capabilités dans les régions ultrapériphériques

Relaxing the territorial trilemma: Corporate territorial responsibility as a lever for capabilities in outermost regions

Moustapha ALADJI

Université Bernardo O'Higgins[1], Chili
Centre de Recherche Institutionnelle
m_aladji@yahoo.fr
https://orcid.org/0000-0002-4870-925X

Abstract

Purpose: To reconceptualise corporate territorial responsibility (CTR) as a conversion mechanism producing collective territorial capabilities, thereby supplying the agentive operator missing from theories of regional resilience and collective capabilities, in the context of outermost economies.

Design/methodology/approach: Conceptual theory-building through systematic abductive combination of Polanyian embeddedness, the economics of proximity, the theory of the commons and the capability approach. The model links four situated forms of CTR to four transformative mechanisms and five capabilities, deriving five falsifiable propositions, and is complemented by an exploratory empirical component: a reproducible CTR index architecture, a quasi-experimental design based on cyclone Chido, and process tracing across Martinique, French Guiana and Mayotte.

Findings: CTR operates as a re-embedding mechanism converting local resources, proximity and cooperation into productive, organisational, institutional, ecological and resilient capabilities; their combination is super-additive through supermodular complementarity. A bounded resource-trilemma analogy frames CTR as the lever that relaxes the external-integration / social-convergence / productive-autonomy constraint.

Originality/value: The article transforms CTR from a descriptive typology into a micro-founded causal mechanism, equips it with an emergentist micro-foundation that

[1] Universidad Bernardo O'Higgins, Avenida Viel 1497, Santiago, Chile.

avoids reifying the territory, with a falsifiable grammar and a reproducible measurement architecture for the six French outermost regions.

Keywords: corporate territorial responsibility, outermost regions, proximity, territorial capabilities, territorial resilience.

Résumé

Objectif : Reconceptualiser la responsabilité territoriale des entreprises (RTE) comme un mécanisme de conversion produisant des capabilités territoriales collectives, afin de fournir l'opérateur agentif qui manque aux théories de la résilience régionale et des capabilités collectives, dans le contexte des économies ultrapériphériques.

Conception/méthodologie/approche : Recherche conceptuelle (theory building) procédant par combinaison abductive systématique de l'encastrement polanyien, de l'économie de la proximité, de la théorie des communs et de l'approche par les capabilités. Le modèle relie quatre formes situées de RTE à quatre mécanismes transformateurs et cinq capabilités et en dérive cinq propositions falsifiables. Il est complété par un volet empirique exploratoire : une architecture reproductible d'un indice de RTE, une quasi-expérience adossée au cyclone Chido et un suivi de processus portant sur la Martinique, la Guyane et Mayotte.

Résultats : La RTE opère comme un mécanisme de réencastrement convertissant ressources locales, proximités et coopérations en capabilités productive, organisationnelle, institutionnelle, écologique et résiliente ; leur combinaison est super-additive par complémentarité (supermodularité). Une transposition bornée d'un trilemme de ressources situe la RTE comme le levier relâchant la contrainte intégration externe / convergence sociale / autonomie productive.

Originalité/valeur : L'article transforme la RTE d'une typologie descriptive en un mécanisme causal micro-fondé, doté d'une micro-fondation émergentiste qui écarte la réification du territoire, d'une grammaire falsifiable et d'une architecture de mesure reproductible pour les six RUP françaises.

Mots-clés : capabilités territoriales, économies ultrapériphériques, proximité, responsabilité territoriale des entreprises, résilience territoriale.

JEL classification : M14, O18, Q56, R11, R58.

Introduction

Les régions ultrapériphériques (RUP) françaises comme la Guadeloupe, la Guyane, la Martinique, La Réunion et, depuis 2014, Mayotte partagent une configuration économique singulière. L'analyse exploratoire porte sur cinq des six RUP françaises : Saint-Martin, RUP depuis 2009, n'est pas intégrée à ce stade

en raison de l'absence de comptes économiques régionaux complets et d'un appareil statistique encore lacunaire pour cette collectivité ; son intégration relève de l'étape confirmatoire du programme, conduite sur les six RUP (Figure 4). Elles cumulent une dépendance structurelle aux importations, une dépendance aux transferts publics, une soumission à des normes exogènes conçues pour l'espace continental européen et une insertion dans des chaînes logistiques longues et vulnérables. En Guadeloupe, le déficit commercial structurel hors services atteint 3,4 milliards d'euros en 2024, soit près du tiers du PIB local (CEROM, 2024). En Martinique, le taux de couverture des échanges extérieurs ne dépasse pas un tiers. À Mayotte, les administrations publiques concentrent 52% de la valeur ajoutée, le PIB par habitant plafonne à 10 600 euros, le chômage au sens du BIT atteint 34% et la part d'électricité renouvelable n'est que de 5% (CEROM, 2024).

Cette dépendance produit ce que l'on peut nommer, à la suite de Polanyi (1944), un désencastrement de l'économie : l'activité marchande s'ordonne moins aux trajectoires du territoire qu'à des logiques d'importation, de redistribution et de mise aux normes décidées ailleurs. À La Réunion, l'économie la plus diversifiée des cinq RUP, la fréquentation touristique extérieure demeure dépendante à 80,8% du seul marché hexagonal (IRT, 2025). À Mayotte, le passage du cyclone Chido fin 2024 a durablement affecté le tissu économique, révélant l'acuité de la question de la résilience (CEROM, 2024).

Deux littératures bien établies butent toutefois sur une même lacune, et c'est là le vide que cet article entend combler. D'une part, l'économie évolutionniste de la résilience régionale (Boschma, 2015 ; Martin & Sunley, 2015 ; Pike et al., 2010) traite la résilience comme un résultat du système territorial, sans en nommer le producteur. D'autre part, l'approche par les capabilités collectives (Ballet et al., 2007 ; Evans, 2002 ; Nussbaum, 2011 ; Sen, 1999 ; Stewart, 2005) saisit la finalité – l'expansion des capacités d'agir sans spécifier l'opérateur territorial qui convertit les ressources en accomplissements. La RTE, jusqu'ici décrite comme un répertoire de formes situées (Filippi, 2022, 2024 ; France Stratégie, 2018), fournit précisément cet opérateur à condition d'être théorisée non comme un état de la firme, mais comme un mécanisme de conversion.

Notre travail antérieur avait établi qu'au désencastrement des RUP répondent des formes locales de réponse territoriale : une RTE institutionnalisée en Martinique, une RTE pragmatique en Guadeloupe, une RTE informelle en Guyane. Nous montrons ici que La Réunion et Mayotte enrichissent cette typologie, la première comme configuration hybride, la seconde comme cas limite d'informalité en incomplétude institutionnelle. La limite de ce travail devient notre point de départ : il identifie des formes de RTE mais ne propose pas de modèle général expliquant comment ces formes produisent des effets territoriaux.

La problématique s'énonce dès lors comme suit. Comment la responsabilité territoriale des entreprises, saisie à travers ses formes situées, opère-t-elle comme un mécanisme de production de capabilités territoriales collectives dans des économies marquées par la dépendance externe, la vulnérabilité structurelle et l'incomplétude institutionnelle ? Notre thèse : la RTE n'est pas une extension territoriale de la RSE, mais un processus de réencastrement territorial qui transforme des ressources locales, des relations de proximité et des formes de coopération en capabilités territoriales collectives, c'est-à-dire des capacités d'action, d'adaptation et de résilience.

La contribution se décline en quatre registres. Théorique : transformer la RTE d'une typologie descriptive en un mécanisme causal micro-fondé de production de capabilités collectives, fournissant l'opérateur agentif qui manque aux théories de la résilience régionale. Conceptuelle et métrologique : doter le modèle d'une grammaire falsifiable – cinq propositions assorties de conditions de réfutation explicites – et d'une architecture d'indice. Empirique : étendre la typologie à cinq RUP, en éprouver la traçabilité par suivi de processus, et mobiliser le cyclone Chido comme quasi-expérience. Politique publique : reformuler l'intervention territoriale autour de la sécurisation plutôt que de la compétitivité.

L'article procède en six mouvements (sections 1 à 6). La Figure 1 résume l'architecture du problème.

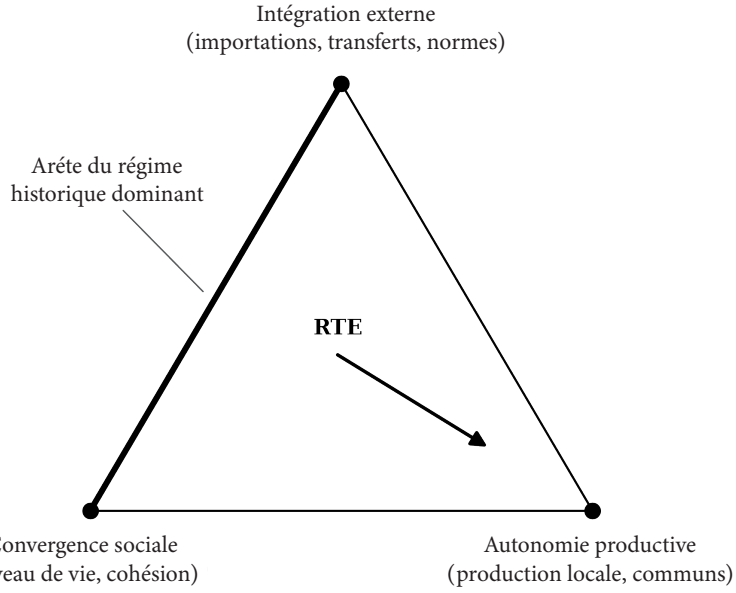


Figure 1. Le trilemme territorial des économies ultrapériphériques

Source : élaboration propre.

1. De la responsabilité sociétale à la responsabilité territoriale des entreprises

Avant de formuler le modèle, il faut établir la spécificité de la RTE par rapport à la RSE et aux concepts territoriaux voisins, puis en éprouver la nécessité par un argument contrefactuel.

1.1. De la RSE à la RTE : déplacer la responsabilité de l'entreprise vers le territoire

La RSE s'est construite autour de l'entreprise comme unité d'analyse. Le modèle pyramidal de Carroll (1991) hiérarchise les responsabilités d'une firme considérée isolément ; la théorie des parties prenantes de Freeman (1984) élargit le cercle des intérêts mais conserve la firme au centre. Même la valeur partagée de Porter et Kramer (2011) demeure subordonnée à la performance de l'entreprise : le territoire y reste un facteur de productivité, non un sujet.

Comme le soulignent Capron et Quairel-Lanoizelée (2015), la RSE s'est largement convertie en instrument de gestion de la performance extra-financière. Trois limites en découlent. Le territoire y est traité comme un décor et non comme un système d'interdépendances ; l'unité d'imputation reste la firme, si bien que les responsabilités coproduites demeurent invisibles ; la RSE présuppose un cadre institutionnel complet, alors que les RUP se caractérisent par une incomplétude institutionnelle. Mayotte en offre la forme extrême (CEROM, 2024). En Guyane, le seul champ des services de proximité rassemble 951 entreprises pour 1118 établissements employeurs (OPCO EP, 2024), tissu de TPE pour lequel la RSE formalisée reste hors de portée, alors même que ces entreprises exercent des responsabilités territoriales considérables.

Ce déplacement entre en résonance avec un débat international que la littérature francophone mobilise peu. La citoyenneté d'entreprise de Matten et Crane (2005) confère à la firme un rôle quasi politique lorsque la puissance publique se retire ; la responsabilité politique de l'entreprise de Scherer et Palazzo (2011) analyse l'engagement des firmes comme réponse aux lacunes de gouvernance. La RTE en partage le diagnostic mais s'en distingue par son ancrage : là où la RSE politique (*political CSR*) pense l'entreprise dans une gouvernance globale dénationalisée, la RTE la pense dans une trajectoire territoriale située.

Un second pan, consacré aux PME, conforte une lecture territoriale et informelle de la responsabilité. Russo et Perrini (2010) montrent que le capital social rend mieux compte de la responsabilité des PME que la théorie des parties

prenantes ; Russo et Tencati (2009) établissent que des stratégies informelles prévalent dans les micro et petites entreprises ; Lähdesmäki et al. (2019) relient cette responsabilité à la proximité sociale. Transposés au tissu de TPE des RUP, ces résultats fondent la reconnaissance d'une RTE informelle comme catégorie à part entière.

Cette responsabilité située prolonge enfin un courant qui pense la firme comme encastrée dans une communauté territoriale. Marquis et al. (2007) montrent que les communautés exercent des pressions institutionnelles (community isomorphism) ; Hess (2004) en précise les ressorts spatiaux ; Bowen et al. (2010) distinguent des stratégies d'engagement du transactionnel au transformationnel. Relevant d'une RSE territoriale (*territorial CSR*), ces travaux confortent l'idée d'une responsabilité ancrée dans les trajectoires d'un lieu, dont la RTE est la spécification ultrapériphérique.

1.2. La RTE comme responsabilité située

La RTE déplace l'unité d'analyse de la firme vers le territoire. Dans le prolongement de Filippi (2022, 2024) et de France Stratégie (2018), nous définissons la RTE comme la responsabilité de l'entreprise envers les trajectoires du territoire

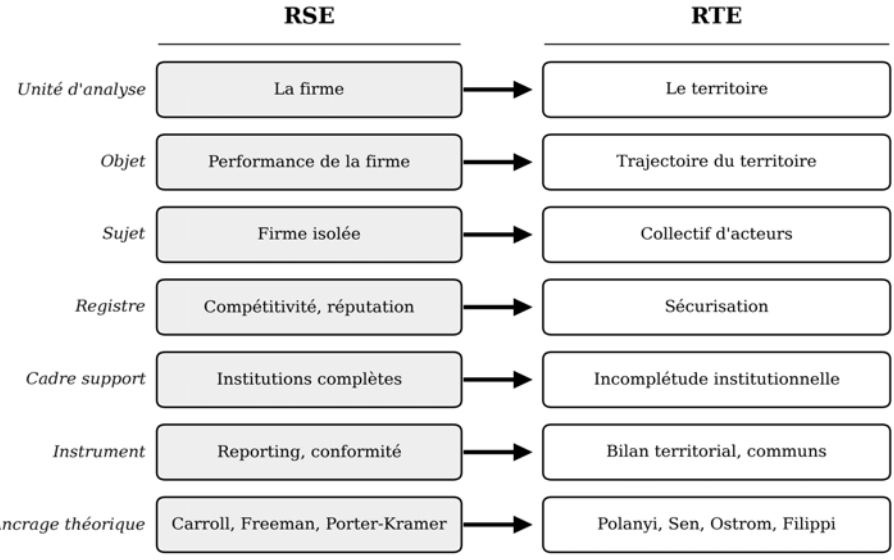


Figure 2. De la RSE à la RTE : un déplacement conceptuel sur sept dimensions, avec son ancrage théorique

Source : élaboré à partir de (Carroll, 1991 ; Filippi, 2024 ; Freeman, 1984 ; Porter & Kramer, 2011).

dans lequel elle est encastrée : maintien de l'emploi local, mobilisation des ressources locales, circuits courts, participation à la gouvernance, contribution aux communs et à la résilience. Trois déplacements la distinguent de la RSE : l'objet n'est plus la performance de la firme mais la trajectoire du territoire ; le sujet n'est plus la firme seule mais un collectif d'acteurs ; le registre de justification glisse de la compétitivité vers la sécurisation (Figure 2).

1.3. Positionnement par rapport aux concepts voisins

La principale objection adressable à la RTE est sa proximité avec des concepts établis. L'argument central est que chacun saisit une facette du phénomène, mais qu'aucun ne réunit simultanément la dimension normative (une responsabilité), la dimension relationnelle-collective (une coproduction) et la dimension processuelle (une conversion de ressources en capacités) que la RTE articule. L'ancrage territorial (Zimmermann, 2005) reste descriptif et individuel ; le capital territorial (Camagni, 2019) désigne un stock que la RTE active

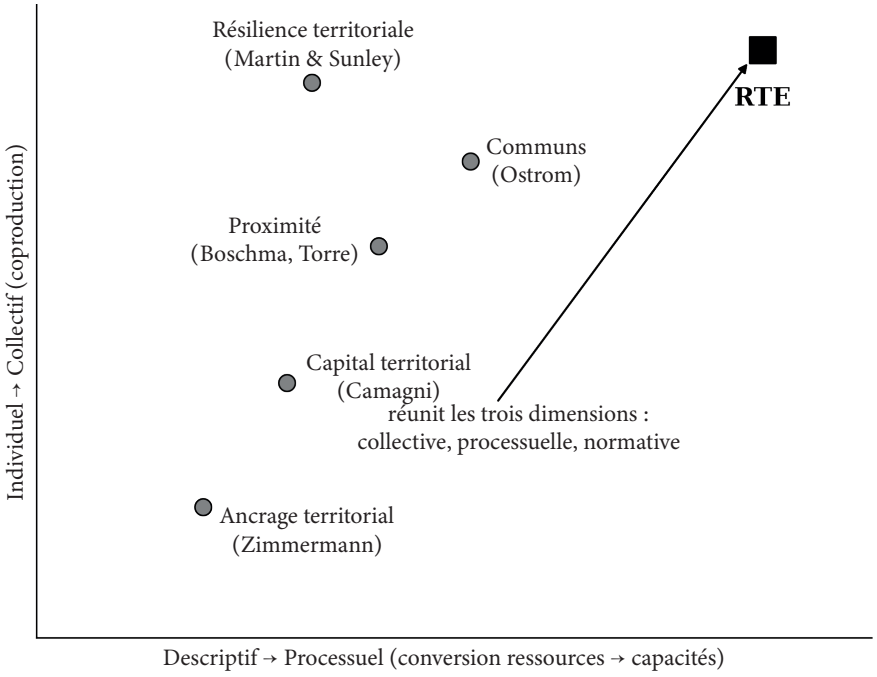


Figure 3. Positionnement de la RTE par rapport aux concepts voisins, selon les axes processuel et collectif et la dimension normative

Source : élaboration propre.

en capabilités ; la proximité (Boschma, 2005 ; Torre, 2018) est une condition de coordination que la RTE mobilise intentionnellement ; les communs (Ostrom, 1990) ne sont qu'un de ses mécanismes ; la résilience (Martin & Sunley, 2015) en est le résultat, non l'opérateur (Figure 3).

1.4. Pourquoi la RTE n'est ni l'ancrage, ni les communs, ni la résilience

L'argument peut être resserré sous forme contrefactuelle. L'ancrage autorise à décrire qu'une firme reste plutôt qu'elle ne migre, mais ne dit rien de l'orientation normative ni de la coproduction : sans la RTE, l'hypothèse qu'une présence ancrée puisse être prédatrice demeure indécidable. Le capital territorial mesure un stock, non le processus qui le convertit. Les communs analysent la gouvernance d'une ressource déterminée, non l'articulation des canaux matériel, relationnel, cognitif et institutionnel. La résilience constate qu'un système absorbe ou non un choc, sans en identifier le producteur. Il en résulte un test de nécessité : les propositions P1 à P4 perdent leur sujet si l'on retire la RTE, et P5 la super-additivité devient strictement impensable, faute d'opérateur articulant les mécanismes dans une même orientation. La RTE n'est donc pas une combinaison de concepts existants, mais le chaînon qui rend leur combinaison signifiante et testable.

2. Démarche de construction du modèle

L'architecture analytique est la suivante : la RTE (variable explicative) est saisie par ses formes ; les mécanismes transformateurs (médiateurs) sont les canaux par lesquels elle produit ses effets ; les capabilités territoriales (variable expliquée) en résultent ; la résilience et l'autonomie relative en sont l'effet systémique. Cette hiérarchie commande la lecture : RTE (explanans) → mécanismes (médiateurs) → capabilités (explanandum) → résilience et autonomie relative.

2.1. Posture épistémologique : un modèle conceptuel, propositionnel et exploratoire

L'article relève principalement de la recherche conceptuelle (theory building) et adopte une démarche abductive de combinaison systématique. Deux clarifications s'imposent. Les données de conjoncture mobilisées dans le corps théorique (CEROM, IEDOM, OPCO EP, IRT) ont un statut illustratif. À la

différence d'une note purement théorique, cet article ajoute un volet empirique exploratoire (section 5) : il ne livre pas un test confirmatoire, mais l'architecture reproductible d'un indice de RTE et un protocole d'identification fondé sur un choc exogène. Cette gradation du conceptuel à l'exploratoire, puis au confirmatoire, assume qu'un modèle puisse être publié avant sa validation complète dès lors qu'il est falsifiable et qu'il oriente la collecte de données ultérieure.

Posture épistémologique. La recherche s'inscrit dans un réalisme critique : le territoire et les mécanismes de conversion y sont tenus pour des entités réelles, dotées de pouvoirs causaux, mais dont la connaissance demeure faillible et médiatisée par les cadres théoriques mobilisés. Cette posture est cohérente avec une explication par les mécanismes – plutôt que par les seules régularités observées – et avec le suivi de processus, dont les fondements relèvent précisément du réalisme critique (Beach & Pedersen, 2013). Elle légitime la stratégie retenue pour un article conceptuel : construire un modèle et le rendre falsifiable avant de le confirmer (Jaakkola, 2020).

Justification de l'abduction et de l'exploration. Le choix de l'abduction découle de la situation de connaissance : la RTE est documentée comme typologie sans être expliquée comme mécanisme, configuration qui constitue le « fait surprenant » dont part tout raisonnement abductif. Ni la déduction puisqu'il n'existe pas de théorie générale de la RTE dont dériver des hypothèses, ni l'induction pure les données régionales disponibles étant trop lacunaires et hétérogènes pour laisser émerger seules un modèle ne conviennent. L'abduction procède ici par combinaison systématique (*systematic combining*), c'est-à-dire par allers-retours continus entre les cadres théoriques (encastrement, proximité, communs, capabilités) et les cas empiriques (les cinq RUP), chaque itération reconfigurant le modèle jusqu'à stabilisation des catégories (Dubois & Gadde, 2002). L'exploration retenue est une exploration hybride : elle articule des connaissances théoriques établies et des observations empiriques pour produire des conjectures nouvelles, destinées à être ultérieurement testées (Charreire Petit & Durieux, 2014). C'est ce statut exploratoire qui commande la formulation de la problématique en « comment » : la question porte sur un processus à reconstituer, non sur un degré à quantifier.

Collecte et analyse des données. Le matériau empirique suit un protocole en trois étapes. (1) Les données secondaires de conjoncture (CEROM, IEDOM, OPCO EP, IRT) ont été collectées de manière systématique pour les cinq RUP sur la période 2024–2025, à partir des publications officielles des organismes producteurs ; leur statut est illustratif et de plausibilisation, non probatoire. (2) L'analyse a procédé par confrontation de chaque cas régional à la grille formes-mécanismes-capabilités, selon une logique de suivi de processus exploratoire (Beach & Pedersen, 2013) : pour chacun des trois cas retenus pour le suivi de processus

(Martinique, Guyane, Mayotte), les traces observables attendues du mécanisme ont été spécifiées puis rapprochées des données disponibles (section 5.3). (3) Les écarts entre modèle et cas ont alimenté la révision itérative des catégories : c'est ainsi que La Réunion a imposé la reconnaissance d'une forme hybride et Mayotte celle d'un cas limite d'informalité en incomplétude institutionnelle.

Validité, fiabilité et cohérence du design. La rigueur du design s'apprécie selon quatre critères adaptés à la recherche conceptuelle et aux études de cas (Gibbert et al., 2008 ; Yin, 2018). La validité de construit est assurée par la triangulation de quatre sources institutionnelles indépendantes et par la délimitation explicite de chaque concept vis-à-vis de ses voisins (sections 1.3 et 1.4). La validité interne repose sur trois garde-fous : la spécification ex ante de la chaîne causale (RTE → mécanismes → capabilités), l'examen d'explications rivales dont relèvent la précaution anti-circularité de la section 4.1 et l'argument contrefactuel de la section 1.4 – et l'adossement de chaque proposition à une condition explicite de réfutation (tableau 1). La validité externe est traitée comme une portée conditionnelle : le modèle est une théorie d'un contexte, dont les trois conditions de validité (section 6.2) bornent la généralisation. La fiabilité tient à la traçabilité intégrale du protocole sources publiques citées et datées, règles de normalisation et de pondération de l'indice explicitées (section 5.1), design d'identification documenté (tableau 4), qui rend la démarche répliquable par un tiers. Enfin, la cohérence entre les composantes du design question en « comment », posture réaliste critique, abduction par combinaison systématique, exploration hybride, matériau secondaire illustratif et propositions falsifiables procède de ce que chaque composante appelle la suivante : une question de processus exige une explication par mécanismes, laquelle exige une construction abductive, dont la valeur se juge à la falsifiabilité des propositions produites.

Cette gradation se lit comme un programme en trois temps, dont la figure 4 situe l'étape couverte par cet article.

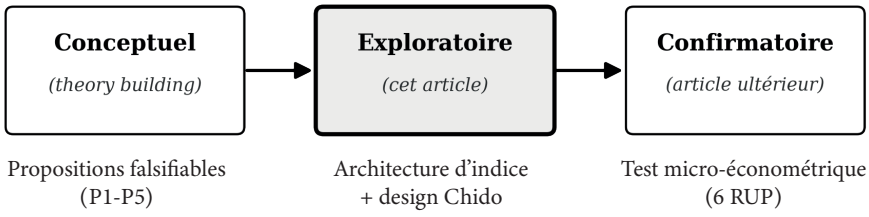


Figure 4. Gradation épistémologique du programme de recherche : du conceptuel (propositions falsifiables) à l'exploratoire (cet article : architecture d'indice et design Chido), puis au confirmatoire (test micro-économétrique sur les six RUP)

Source : élaboration propre.

2.2. Sélection des cadres et dérivation des mécanismes et des capabilités

Le choix des quatre cadres encastrement, proximité, communs, capabilités obéit à trois critères : pertinence, complémentarité fonctionnelle et statut établi. Les quatre mécanismes correspondent aux quatre canaux génériques par lesquels une économie encastrée convertit ses ressources : matériel (ancrage productif), relationnel (coopération territoriale), cognitif (apprentissage collectif) et institutionnel (gestion des communs). Le principe générateur est la typologie des facteurs de conversion de Sen (1999), que nous spécialisons territorialement ; les cinq registres de proximité de Boschma (2005) en qualifient le contenu relationnel. Les cinq capabilités dérivent des fonctions territoriales dont la sécurisation est en jeu : produire, coordonner, négocier les règles, préserver les ressources, absorber les chocs. Ces ensembles sont analytiquement distincts et conjointement pertinents non exhaustifs et révisables à l'épreuve des données.

2.3. Des propositions falsifiables

Pour conférer au modèle une structure testable, nous en dérivons cinq propositions (tableau 1). À chacune sont associés une opérationnalisation, une stratégie d'identification au niveau micro – choix dicté par le petit nombre d'unités régionales – et une condition explicite de réfutation.

Tableau 1. Propositions falsifiables du modèle

Prop	Mécanisme → capabilité (signe)	Opérationnalisation (proxys, sources)	Identification (micro)	Condition de réfutation
P1	Ancrage productif → capabilité productive (+)	Emplois et achats locaux, circuits courts → production locale dans la consommation (douanes, comptes régionaux, données firmes)	Panel d'établissements × année, effets fixes ; proxy de cause ≠ proxy d'effet	$\beta = 0$ ou négatif après contrôles
P2	Coopération territoriale → capabilité organisationnelle (+)	Densité d'ESS et de coopératives, partenariats → survie et fiabilité des filières (ESS France, INSEE-CLAP)	Modèle multiniveau ; appariement sur covariables	Coordination non corrélée à la densité coopérative
P3	Apprentissage collectif → capabilité institutionnelle (+)	Effort de formation/alternance, innovation sociale → coproduction de règles, contrats de filière (OPCO EP, France Travail)	Variable instrumentale (réforme nationale de l'offre de formation) ; médiation	Effet nul après instrumentation valide

Prop	Mécanisme → capabilité (signe)	Opérationnalisation (proxys, sources)	Identification (micro)	Condition de réfutation
P4	Co-gouvernance des communs → capabilité écologique (+)	Entreprises en gestion mutualisée → part renouvelable, préservation (observatoires, SDAGE, SDES)	Différence-de-différences autour d'arrangements datés ; contrôle synthétique	Aucun gain écologique attribuable à la co-gouvernance
P5	Combinaison des mécanismes → résilience et autonomie (+ ; super-additivité)	Indice composite de RTE → récupération post-choc, volatilité (indice, comptes trimestriels, Chido)	Termes d'interaction et test de supermodularité ; étude d'événement	Dérivées croisées non positives

Note : Proxys indicatifs et révisables ; identification spécifiée au niveau micro, le panel de six régions ne permettant pas, seul, une inférence causale crédible (section 5.2).

Source : élaboration propre.

3. Fondements théoriques : encastrement, proximité, communs et capabilités

Les quatre cadres s'emboîtent autour d'une même question : comment une économie convertit-elle ses ressources en capacités d'agir lorsque le marché tend à s'en désencastrer ? L'encastrement énonce le problème, la proximité décrit le mécanisme de coordination, les communs en précisent le versant de gouvernance, les capabilités en fixent la finalité.

3.1. Encastrement, et un trilemme de ressources assumé comme tel

L'idée centrale, héritée de Polanyi (1944), tient en ce que l'économie n'est jamais séparée du social et du territoire mais s'y trouve encastrée. Granovetter (1985) a montré que l'action économique est encastrée dans des réseaux concrets ; Dicken et Malmberg (2001) ont transposé cette grille aux territoires ; Amin (2004) en a proposé une lecture relationnelle. Dans les RUP, la dépendance externe produit un désencastrement structurel ; les données de Mayotte l'illustrent (CEROM, 2024). La RTE se lit comme un contre-mouvement de réencastrement.

Nous transposons ici, de façon heuristique et bornée, la structure logique du triangle d'incompatibilité de Mundell (1963). Précision décisive : le trilemme monétaire de Mundell est une impossibilité logique ; notre « trilemme territorial » est un trilemme de ressources, c'est-à-dire une contrainte d'allocation

sous rivalité des usages. Sous une dotation rare R répartie entre intégration externe I, convergence sociale C et autonomie productive A, la contrainte budgétaire s'écrit :

$$\alpha I + \beta C + \gamma A \leq R, \quad (\mathrm{I}, C, A) \in \mathbb{R}^3_+ \tag{1}$$

où α, β, γ sont les coûts unitaires en ressource. Sous coûts marginaux croissants, tout point maximisant deux objectifs sature la contrainte et déprime le troisième ; l'incompatibilité est conditionnelle à la rivalité des usages, hypothèse crédible dans des économies insulaires étroites. Elle se durcit en quasi-impossibilité lorsque des indivisibilités poussent vers des solutions de coin. La RTE n'abolit pas la contrainte : elle agit sur α, β, γ en densifiant les complémentarités : un même achat local sert l'autonomie productive, l'emploi et la cohésion, relâchant ainsi la rivalité et déplaçant la frontière des possibilités (figure 5). C'est en ce sens précis, et non par simple analogie monétaire, que le réencastrement relâche le trilemme.

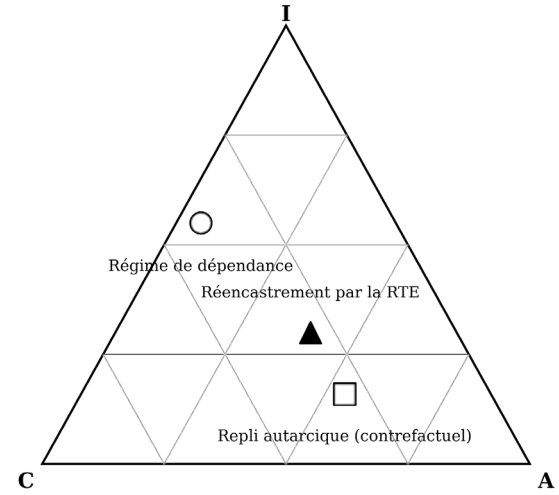


Figure 5. Trois configurations de régime au prisme du trilemme territorial (lecture barycentrique) : dépendance, repli autarcique contrefactuel et réencastrement par la RTE

Source : élaboration propre, d'après Mundell (1963), transposition heuristique.

3.2. Proximité, ancrage et apprentissage

La proximité géographique ne suffit pas à fonder un ancrage. Boschma (2005) distingue cinq registres dont la combinaison équilibrée conditionne l'appren-

tissage, un excès de proximité pouvant produire un verrouillage. Torre (2018) souligne le rôle de la proximité organisée ; Morgan (2017) montre que la gouvernance territoriale doit cultiver la nouveauté plutôt que reproduire les sentiers. Zimmermann (2005) thématise la tension nomadisme/ancrage : la RTE relève de la logique d'ancrage, dont la proximité est condition et levier. Le tourisme réunionnais l'illustre, la clientèle affinitaire représentant 42,9% des touristes extérieurs (238 865 personnes ; IRT, 2025). L'apprentissage collectif prolonge la proximité, comme le montre l'investissement guyanais dans l'alternance (OPCO EP, 2024).

3.3. Communs et gouvernance territoriale

La RTE peut se comprendre comme une participation des entreprises à la gestion de ressources communes : foncier, eau, énergie, connaissances et circuits alimentaires. Ostrom (1990) a démontré que des collectifs peuvent gouverner durablement des ressources partagées. Cette grille est précieuse dans les RUP : crise de l'eau à Mayotte, dépendance énergétique d'une île dont 5% de l'électricité est renouvelable (CEROM, 2024), biodiversité guyanaise, foncier littoral martiniquais. Dardot et Laval (2014) et Coriat (2015) voient dans le commun une réponse aux défaillances conjointes du marché et de l'État. L'apport décisif est de penser l'entreprise non comme un usager des communs, mais comme un co-gouvernant potentiel.

3.4. Capabilités territoriales : une micro-fondation pour éviter la réification

Le cœur du modèle réside dans la territorialisation de l'approche par les capabilités. Sen (1999) définit le développement comme l'expansion des libertés réelles ; l'apport majeur est de déplacer l'attention des ressources vers les capacités d'action, dès lors que des ressources égales ne produisent pas des libertés égales si les facteurs de conversion diffèrent. Le cas mahorais l'éclaire : malgré des transferts massifs, des facteurs de conversion dégradés (chômage 34%, pauvreté ≈ 42%, crise de l'eau) limitent la transformation des ressources en accomplissements.

L'approche est cependant individualiste sur le plan méthodologique. Parler de « capabilité d'un territoire » expose à deux écueils : réifier le territoire en sujet, et commettre l'erreur écologique. Nous les écartons par une définition émergentiste. La capabilité territoriale désigne **la capacité de conversion collectivement**

produite et accessible aux agents d'un lieu, propriété émergente de deux composantes : (1) la distribution des ensembles de capabilités individuels présents sur le territoire et (2) les facteurs de conversion collectivement produits : infrastructures, institutions, dispositifs de coordination, communs. Le territoire est le lieu d'émergence, non le porteur. Cette formulation rejoint le débat sur les capabilités collectives (Ballet et al., 2007 ; Evans, 2002 ; Ibrahim, 2006 ; Stewart, 2005). La RTE est le mécanisme par lequel l'activité des entreprises alimente la composante (2), sans se substituer aux agentivités individuelles.

La figure 6 schématise cette émergence : la capabilité territoriale résulte conjointement de la distribution des ensembles de capabilités individuels (1) et des facteurs de conversion collectivement produits (2), que la RTE alimente.

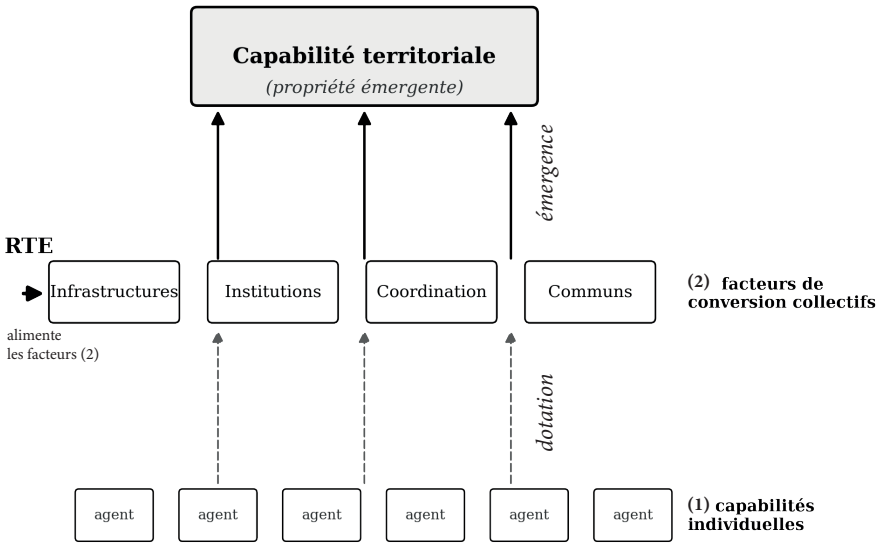


Figure 6. Micro-fondation émergentiste de la capabilité territoriale : propriété émergente des capabilités individuelles (1) et des facteurs de conversion collectivement produits (2) ; la RTE alimente la composante (2)

Source : élaboration propre.

La transposition s'appuie sur Buclet et Donsimoni (2020) et Fourcade et al. (2010), et rejoint la littérature évolutionniste sur la résilience régionale (Boschma, 2015 ; Martin & Sunley, 2015 ; Pike et al., 2010). La capabilité résiliente intègre la distinction adaptation/adaptabilité : elle ne vise pas seulement à encaisser les chocs mais à se réorganiser, ce qui suppose les quatre autres capabilités.

4. Le modèle : des formes de RTE aux capabilités territoriales

Le modèle articule trois maillons : des formes situées de RTE, les mécanismes transformateurs qui opèrent la conversion, et les capabilités territoriales qui en résultent.

4.1. Les formes de RTE : des configurations, non des étiquettes régionales

Une précaution écarte le reproche de circularité. Les quatre formes institutionnalisée, pragmatique, hybride, informelle ne sont pas des labels assignés à des régions, mais des configurations caractérisées par leur logique dominante, leur acteur pivot et leur gouvernance. Ces configurations coexistent au sein d'un même territoire et varient entre firmes ; la « forme dominante » est la configuration modale d'une RUP à une date donnée, grandeur observable et donc révisable (tableau 2, figure 7).

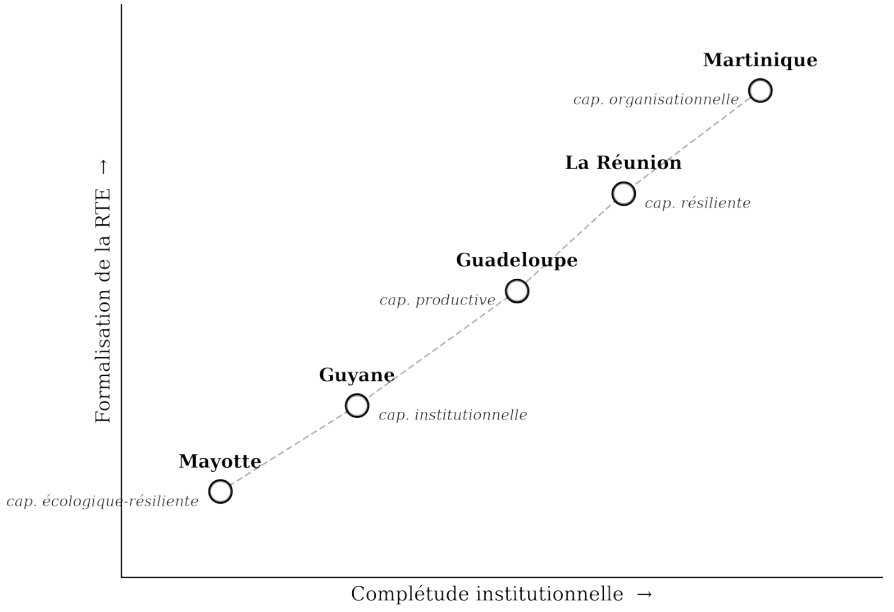


Figure 7. Cartographie comparée des cinq RUP : position selon la complétude institutionnelle et la formalisation de la RTE, avec la capabilité critique de chaque territoire

Source : élaboration propre.

Tableau 2. Profil comparé des cinq RUP et dominante de RTE

RUP	Trait structurel	Indicateurs clés (2024–2025)	Sommet du trilemme le plus contraint	Forme / capabilité critique	Point d'entrée prioritaire
Guadeloupe	Déficit commercial structurel	PIB 10,9 Mds€ (+1,9%) ; déficit hors services 3,4 Mds€	Autonomie productive	Pragmatique / productive	Circuits courts ; substitution d'importations
Martinique	Dépendance logistique maritime	Couverture ≈ 30% ; déficit de place 2,4 Mds€ ; chômage 12,4%	Autonomie et intégration	Institutionnalisée / organisationnelle	Sécurisation portuaire ; contrats de filière
Guyane	Proximité, informalité	951 entreprises / 1 118 établissements ; 44% en emploi (15–64)	Convergence sociale	Informelle / institutionnelle	Structuration de l'ESS ; formation-alternance
La Réunion	Dépendance à la demande externe	556 534 touristes ; 80,8% hexagonaux ; recettes −1,9%	Intégration externe	Hybride / résiliente	Diversification des marchés ; proximité diasporique
Mayotte	Transferts, incomplétude institutionnelle	APU 52% VA ; chômage 34% ; pauvreté ≈ 42% ; renouvelable 5% ; Chido 2024	Autonomie et résilience	Informelle / écologique-résiliente	Reconstruction post-Chido ; mutualisation eau-énergie

Source : élaboré à partir de (CEROM, 2024 ; IEDOM, 2024 ; IRT, 2025 ; OPCO EP, 2024). Données mobilisées à titre illustratif.

4.2. Les mécanismes transformateurs

Quatre mécanismes s'intercalent entre formes et capabilités. L'ancrage productif mobilise l'emploi local, les achats locaux et les circuits courts. La coopération territoriale densifie la proximité organisée (Torre, 2018) par des réseaux, des structures d'ESS et des partenariats. L'apprentissage collectif élève les facteurs de conversion par la formation et l'innovation sociale, enjeu crucial à Mayotte où 54,5% de la population a moins de vingt ans. La gestion des communs engage la participation des entreprises à la gouvernance du foncier, de l'eau, de l'énergie et de la biodiversité (Ostrom, 1990). C'est leur combinaison qui produit des effets de capabilité (section 4.4).

4.3. Les capabilités territoriales produites

Les mécanismes produisent cinq capabilités : productive (produire localement des biens essentiels), organisationnelle (coordonner durablement les acteurs et

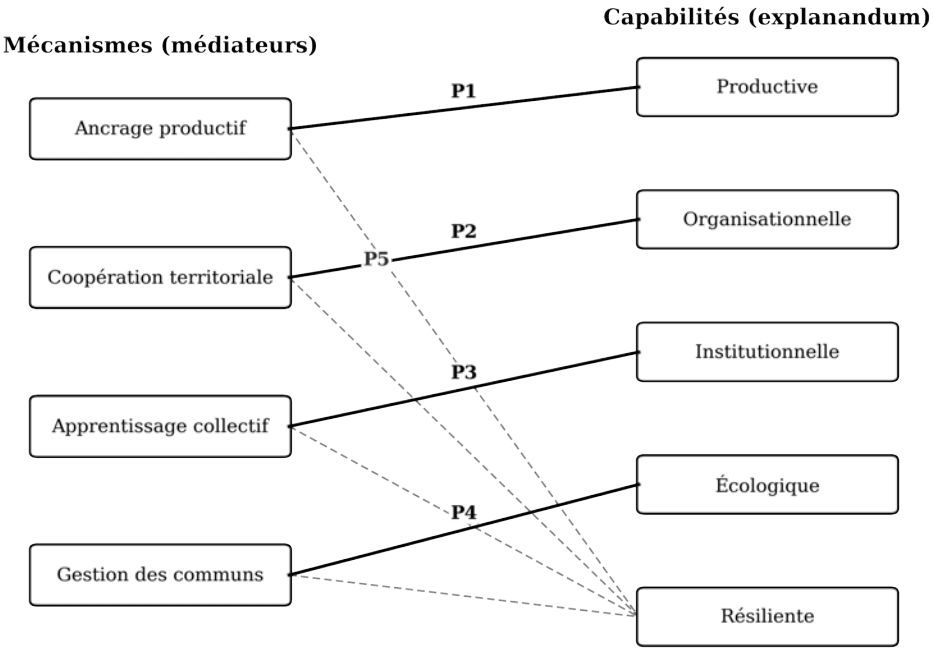


Figure 8. Des mécanismes aux capabilités : structure bipartite reliant les quatre mécanismes médiateurs aux cinq capabilités, avec les propositions P1–P5 (P5 reliant la combinaison des mécanismes à la capabilité résiliente)

Source : élaboration propre.

organiser des filières), institutionnelle (négocier et coproduire des règles adaptées au contexte ultramarin), écologique (préserver et valoriser ressources et communs) et résiliente (absorber les chocs et se réorganiser). La figure 8 relie chaque mécanisme à sa capabilité et à la proposition testable correspondante.

4.4. Modèle synthétique et fondement de la super-additivité

Le modèle se résume par une chaîne causale (figure 9) : les formes de RTE en sont le point d'entrée, les mécanismes opèrent la conversion, les capabilités en sont le produit, la résilience et l'autonomie relative en sont l'effet systémique.

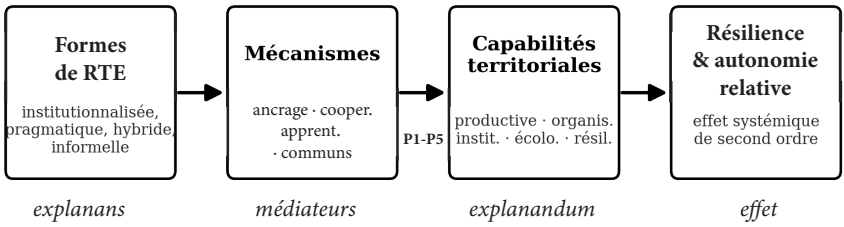


Figure 9. Modèle théorique : RTE (explanans) → mécanismes (médiateurs) → capabilités (explanandum) → résilience et autonomie relative (effet systémique). Les étiquettes P1–P5 renvoient au tableau 1

Source : élaboration propre.

La proposition la plus forte – P5, la super-additivité – reçoit ici une fondation explicite. Soit $\Phi(a, c, l, g)$ la fonction de production de capabilité résiliente, dépendant des intensités des quatre mécanismes (ancrage a, coopération c, apprentissage l, communs g). Affirmer que « la combinaison fait mieux que la somme » revient à poser que Φ est supermodulaire, c'est-à-dire que ses dérivées croisées sont positives pour tout couple de mécanismes distincts (Milgrom & Roberts, 1990) :

$$\frac{\partial^2 \Phi}{\partial m_j \partial m_k} > 0, \quad \forall j \neq k, \quad (m_1, \ldots, m_4) \equiv (a, c, l, g) \quad \Leftrightarrow \quad \Phi \text{ supermodulaire} \qquad (2)$$

Économiquement, activer un mécanisme accroît le rendement marginal des autres : des circuits courts rendent la coopération de filière plus payante ; l'apprentissage rend la co-gouvernance des communs plus efficace. Les mécanismes sont des compléments, non des substituts, et la résilience émerge de leur

conjonction (figure 10). P5 est ainsi testable sans ambiguïté : elle est réfutée si les termes d'interaction estimés sont nuls ou négatifs.

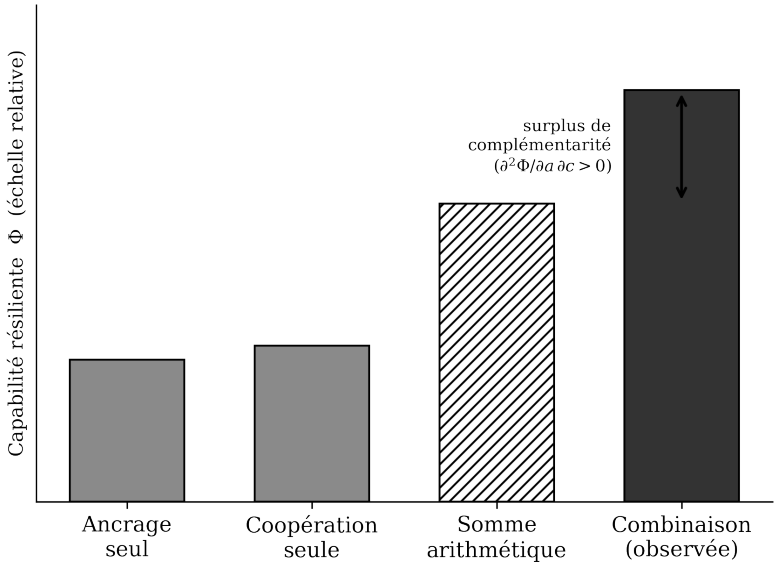


Figure 10. Super-additivité (P5) : la capabilité résiliente issue de la combinaison des mécanismes dépasse la somme arithmétique des mécanismes isolés ; l'écart mesure le surplus de complémentarité. Schéma conceptuel

Source : élaboration propre.

Formes de RTE + mécanismes d'ancrage + gouvernance coopérative →
capabilités territoriales ⇒ résilience et autonomie relative

Cette formule est une proposition causale soumise à validation (P1 à P5), non une identité comptable : les capabilités, une fois constituées, soutiennent la résilience et une autonomie relative – une moindre exposition aux chocs externes – sans illusion autarcique.

5. Volet empirique exploratoire

L'article ne livre pas un test confirmatoire mais dé-risque le programme par trois éléments : l'architecture reproductible d'un indice de RTE (5.1), l'exploitation du cyclone Chido comme quasi-expérience (5.2) et une illustration par

suivi de processus (5.3). Aucune estimation n'est produite ; ce qui l'est, c'est la démonstration que le modèle est mesurable et que ses propositions sont assorties d'un protocole d'identification crédible.

5.1. Prototype d'un indice de RTE : architecture et état des données

L'indice agrège cinq dimensions, une par capabilité. Pour chaque dimension *d*, un proxy est normalisé par la méthode min-max sur l'ensemble des RUP, *r′* désignant l'indice muet de normalisation :

$$\tilde{x}_{d,r} = \frac{x_{d,r} - \min_{r'} x_{d,r'}}{\max_{r'} x_{d,r'} - \min_{r'} x_{d,r'}} \in [0,1] \tag{3}$$

L'indice composite est la moyenne pondérée des dimensions normalisées, avec pondération initiale égale et test de sensibilité ultérieur :

$$\mathrm{IRTE}_r = \sum_{d=1}^{5} w_d \tilde{x}_{d,r}, \quad w_d = \frac{1}{5} \quad \forall d \tag{4}$$

Tableau 3. Architecture de l'indice de RTE et disponibilité des données

Dimension (capabilité)	Mécanisme	Proxy retenu (v0)	Source	Disponibilité actuelle
Productive	Ancrage productif	Taux de couverture local ; part de production locale dans la consommation	CEROM, douanes, comptes régionaux	Partielle (Martinique ≈ 30%)
Organisationnelle	Coopération territoriale	Densité d'ESS et de coopératives pour 10 000 hab.	ESS France, INSEE-CLAP	À collecter (homogénéisation)
Institutionnelle	Apprentissage collectif	Effort de formation et d'alternance ; innovation sociale	OPCO EP, France Travail	Partielle (Guyane : alternance)
Écologique	Communs	Part d'électricité renouvelable ; indicateurs eau	CEROM, SDES, observatoires	Partielle (Mayotte 5%)
Résiliente	Combinaison	Volatilité de l'activité ; récupération post-choc	Comptes trimestriels, IEDOM	À construire (séries trimestrielles)

Note : État au regard des sources de conjoncture mobilisées ; la construction complète relève de l'article dédié à l'indice. Aucune valeur n'est imputée.

Source : élaboration propre.

Le tableau 3 présente l'architecture et l'état des données : il distingue les cellules renseignables à partir des sources de conjoncture déjà citées de celles à collecter. Cette transparence est délibérée : un prototype honnête expose ses lacunes plutôt que de combler les manques par des valeurs imputées.

En l'état des sources publiques, seules deux dimensions (productive, écologique) sont partiellement renseignables et de manière hétérogène ; aucun classement composite des cinq RUP ne peut donc être présenté sans imputation, ce que nous refusons. Le prototype démontre néanmoins la faisabilité de l'indice : il fixe proxys, normalisation, pondération et sources, transformant une promesse de mesure en protocole exécutable.

5.2. Le cyclone Chido comme quasi-expérience

La principale menace pesant sur P1 à P5 est l'endogénéité : la RTE n'est pas allouée aléatoirement, et les territoires déjà capables en produisent davantage. Un panel des seules six RUP ne lève pas cette menace : avec un nombre d'unités

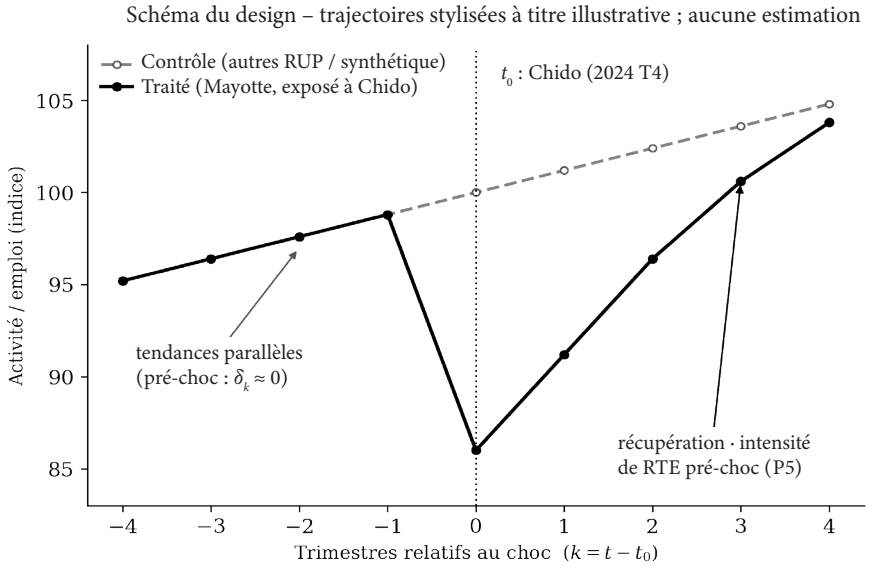


Figure 11. Schéma du design d'event study autour de Chido : trajectoires stylisées du groupe traité (Mayotte) et du contrefactuel, hypothèse de tendances parallèles pré-choc et récupération post-choc modulée par l'intensité de RTE. Trajectoires illustratives ; aucune estimation

Source : élaboration propre.

aussi faible, les effets fixes absorbent l'essentiel de la variance et les estimateurs GMM sont inapplicables. L'identification crédible suppose donc une descente au niveau micro et l'exploitation d'un choc exogène. Le cyclone Chido, qui a frappé Mayotte fin 2024, fournit ce choc : sa survenue est exogène aux stratégies de RTE.

Nous spécifions le design sans en produire les résultats. Soit y_{it} un indicateur d'activité ou d'emploi de l'unité i (commune ou établissement) au trimestre t. Un estimateur de différences-de-différences dynamique (event study) s'écrit :

$$y_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \sum_{k \neq -1} \delta_k \left(D_i \mathbb{1}[t - t_0 = k] \right) + X'_{it}\theta + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

où D_i vaut 1 pour les unités exposées, t_0 est le trimestre de Chido, X_{it} un vecteur de contrôles observables, notamment les flux d'aide publique post-catastrophe (tableau 4) de coefficient θ, et les δk mesurent l'écart à la trajectoire contrefactuelle aux horizons k. Les coefficients d'anticipation ($k < -1$) testent l'hypothèse de tendances parallèles ; les coefficients post-choc, interagis avec l'intensité locale de RTE pré-choc, mesurent la vitesse de récupération (cœur de P5). Le contrôle synthétique offre une stratégie complémentaire (figure 11, tableau 4).

Tableau 4. Design de l'event study Chido : éléments et menaces à l'identification.

Élément	Spécification	Menace et parade
Choc / date	Cyclone Chido, 4e trimestre 2024 (t_0)	Exogénéité plausible du choc climatique aux stratégies de RTE
Traitement	Unités mahoraises exposées ; intensité si géolocalisable	Hétérogénéité d'exposition : exploiter la variation infra-territoriale
Contrefactuel	Autres RUP et contrôle synthétique pondéré sur covariables	Petit nombre d'unités : privilégier le micro et le synthétique
Hypothèse clé	Tendances parallèles pré-choc ($\delta_k \approx 0$ pour $k < -1$)	Tester et reporter les coefficients d'anticipation
Effet d'intérêt	Récupération post-choc, intensité de RTE pré-choc	Confusion par l'aide publique post-catastrophe : contrôler les flux

Source : élaboration propre. Protocole d'identification ; aucune estimation n'est rapportée à ce stade.

5.3. Illustration par suivi de processus sur trois régions contrastées

Le suivi de processus exploratoire (Beach & Pedersen, 2013) éprouve la traçabilité du modèle sur trois RUP contrastées. En Martinique, la forme institutionnalisée mobilise la coopération formalisée face à la dépendance logistique maritime (déficit de place 2,4 Mds€ ; IEDOM, 2024) ; la capabilité attendue

est organisationnelle ; le modèle serait infirmé si la densité de coordination n'améliorait en rien la fiabilité des approvisionnements (réfutation de P2). En Guyane, la forme informelle repose sur les communautés et l'ESS ; les mécanismes dominants sont la coopération de proximité et la gestion des communs, l'alternance signalant un canal d'apprentissage ; le modèle serait infirmé si cet apprentissage demeurait sans effet institutionnel après instrumentation (réfutation de P3). À Mayotte, la forme informelle se déploie en incomplétude institutionnelle ; les capabilités écologique et résiliente, révélées par Chido, sont déterminantes ; le modèle serait infirmé si la co-gouvernance des communs ne produisait aucun gain écologique (réfutation de P4) ou si la combinaison des mécanismes ne faisait pas mieux que leur somme (réfutation de P5). La forme de RTE varie, mais la grammaire de conversion des ressources en capabilités demeure.

6. Discussion

6.1. Quatre contributions

La portée du modèle tient à quatre contributions distinctes. La contribution théorique transforme la RTE d'une typologie descriptive en un mécanisme causal micro-fondé, dotant les théories de la résilience régionale et des capabilités collectives du producteur qui leur manquait. La contribution métrologique tient à l'indice de capabilités, qui dépasse le PIB et l'emploi : à La Réunion, un record de fréquentation (556 534 visiteurs) coexiste avec une baisse des recettes (−1,9%) et une dépendance de 80,8% au marché hexagonal (IRT, 2025). La contribution analytique montre que, dans les RUP, la RTE relève moins de la compétitivité (Camagni, 2019 ; Pike et al., 2017) que de la sécurisation (Pecqueur, 2005 ; Rodríguez-Pose, 2013). La contribution de politique publique reconnaît la RTE informelle comme catégorie à part entière, rendant visibles des responsabilités réelles mais statistiquement invisibles, dont la reconstruction post-Chido souligne l'importance.

6.2. Conditions de validité et généralisation

Le mécanisme opère lorsque trois conditions sont réunies : une rivalité des usages sur une ressource contrainte, une incomplétude institutionnelle ouvrant des espaces de coproduction, et une densité relationnelle suffisante. Ces condi-

tions caractérisent les économies petites, dépendantes et insulaires, mais ne s'y limitent pas : elles se retrouvent dans nombre de régions périphériques de l'Union européenne et dans les petits États insulaires en développement. Le modèle se présente donc comme une théorie d'un contexte ou les économies sous contrainte de ressources et déficit de coordination, dont la transposition à d'autres territoires fragiles est une hypothèse de recherche.

6.3. Implications opérationnelles

Articulées à l'approche place-based (Barca et al., 2012), trois usages se dégagent (tableau 5).

Tableau 5. Implications opérationnelles de la RTE par type d'acteur.

Acteur	Usage de la RTE	Outil concret
Élu / collectivité	Orienter l'action publique vers l'autonomie productive et la sécurité alimentaire et énergétique	Conditionnalité territoriale des aides ; commande publique locale ; tableau de bord de capabilités
CCI, réseaux consulaires et ESS	Accompagner les TPE-PME vers l'ancrage et la coopération sans alourdir le reporting	Animation de la proximité organisée ; label de RTE adapté aux TPE ; appui aux circuits courts
Entreprise	Mesurer et piloter sa contribution territoriale	Bilan territorial léger sur cinq dimensions : ancrage, coopération, communs, capabilités, résilience

Note : Le « bilan territorial » se veut une alternative sobre au reporting RSE, adaptée au tissu de TPE des RUP.

Source : élaboration propre.

6.4. Statut, portée et limites

L'article assume son caractère principalement conceptuel et propositionnel, assorti d'un volet exploratoire. Trois limites doivent être reconnues : la dépendance du concept aux travaux de Filippi, que le positionnement des sections 1.3 et 1.4 réduit ; le caractère heuristique de la transposition du trilemme, désormais bornée par sa requalification en contrainte de ressources ; l'absence de test confirmatoire, le volet de la section 5 établissant la faisabilité de la mesure et la crédibilité de l'identification, mais la validation requérant l'assemblage d'un jeu de données micro harmonisé prochain jalon décisif du programme.

Conclusion

Cet article a proposé de conceptualiser la responsabilité territoriale des entreprises comme un mécanisme de production de capabilités territoriales collectives, fournissant l'opérateur agentif qui manque aux littératures de la résilience régionale et des capabilités. En la dotant d'une micro-fondation émergentiste qui écarte la réification du territoire, en explicitant la démarche de construction et ses propositions falsifiables, il a cherché à stabiliser une contribution théorique émergente. La transposition heuristique et bornée d'un trilemme de ressources situe la RTE comme le levier par lequel les économies ultrapériphériques peuvent relâcher la contrainte qui les enserre, non en l'abolissant mais en densifiant les complémentarités au sens de la supermodularité.

Le modèle ouvre la voie à un indice de RTE fondé sur cinq dimensions, dont la section 5 fixe l'architecture reproductible, et à un test d'identification adossé au cyclone Chido comme quasi-expérience. Ces dimensions feront l'objet d'une opérationnalisation complète puis d'un test micro-économétrique sur les six RUP françaises. La RTE apparaîtra ainsi non comme un supplément d'âme de la RSE, mais comme le chaînon manquant reliant responsabilité de l'entreprise, économie territoriale et capabilités collectives.

References

Amin, A. (2004). Regions unbound: Towards a new politics of place. *Geografiska Annaler: Series B*, *86*(1), 33–44.

Ballet, J., Dubois, J. L., & Mahieu, F. R. (2007). Responsibility for each other's freedom: Agency as the source of collective capability. *Journal of Human Development*, *8*(2), 185–201.

Barca, F., McCann, P., & Rodríguez-Pose, A. (2012). The case for regional development intervention: Place-based versus place-neutral approaches. *Journal of Regional Science*, *52*(1), 134–152.

Beach, D., & Pedersen, R. B. (2013). *Process-tracing methods: Foundations and guidelines*. University of Michigan Press.

Boschma, R. (2005). Proximity and innovation: A critical assessment. *Regional Studies*, *39*(1), 61–74.

Boschma, R. (2015). Towards an evolutionary perspective on regional resilience. *Regional Studies*, *49*(5), 733–751.

Bowen, F., Newenham-Kahindi, A., & Herremans, I. (2010). When suits meet roots: The antecedents and consequences of community engagement strategy. *Journal of Business Ethics*, *95*(2), 297–318.

Buclet, N., & Donsimoni, M. (2020). Le métabolisme territorial: Approche par les capacités collectives. *Natures Sciences Sociétés*, *28*(2), 118–130.

Camagni, R. (2019). Territorial capital and regional development. In R. Capello & P. Nijkamp (Eds.), *Handbook of regional growth and development theories* (2nd ed., pp. 124–148). Edward Elgar.

Capron, M., & Quairel-Lanoizelée, F. (2015). *L'entreprise dans la société: Une question politique*. La Découverte.

Carroll, A. B. (1991). The pyramid of corporate social responsibility. *Business Horizons*, *34*(4), 39–48.

CEROM. (2024). *Comptes économiques rapides de la Guadeloupe en 2024*. IEDOM-INSEE-AFD. https://www.cerom-outremer.fr/IMG/pdf/cerom_guadeloupe_2024.pdf

Charreire Petit, S., & Durieux, F. (2014). Explorer et tester: Les deux voies de la recherche. In R. A. Thiétart (Ed.), *Méthodes de recherche en management* (4th ed., pp. 76–104). Dunod.

Coriat, B. (Ed.). (2015). *Le retour des communs*. Les Liens qui Libèrent.

Dardot, P., & Laval, C. (2014). *Commun: Essai sur la révolution au XXIe siècle*. La Découverte.

Dicken, P., & Malmberg, A. (2001). Firms in territories: A relational perspective. *Economic Geography*, *77*(4), 345–363.

Dubois, A., & Gadde, L. E. (2002). Systematic combining: An abductive approach to case research. *Journal of Business Research*, *55*(7), 553–560.

Evans, P. (2002). Collective capabilities, culture, and Amartya Sen's Development as freedom. *Studies in Comparative International Development*, *37*(2), 54–60.

Filippi, M. (2022). *La responsabilité territoriale des entreprises*. Le Bord de l'eau.

Filippi, M. (2024). La responsabilité territoriale des entreprises: Agenda de recherche. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, *1*, 5-23.

Fourcade, C., Muchnik, J., & Treillon, R. (2010). *Coopérations, territoires et entreprises agroalimentaires*. Éditions Quae.

France Stratégie. (2018). *Vers une responsabilité territoriale des entreprises*. Plateforme RSE.

Freeman, R. E. (1984). *Strategic management: A stakeholder approach*. Pitman.

Gibbert, M., Ruigrok, W., & Wicki, B. (2008). What passes as a rigorous case study? *Strategic Management Journal*, *29*(13), 1465–1474.

Granovetter, M. (1985). Economic action and social structure: The problem of embeddedness. *American Journal of Sociology*, *91*(3), 481–510.

Hess, M. (2004). "Spatial" relationships? Towards a reconceptualization of embeddedness. *Progress in Human Geography*, *28*(2), 165–186.

Ibrahim, S. S. (2006). From individual to collective capabilities. *Journal of Human Development*, *7*(3), 397–416.

IEDOM. (2024). *Publication du rapport annuel économique 2024 de la Martinique*. https://www.iedom.fr/Publication-du-rapport-annuel-economique-2024-de-la-Martinique

IRT (Île de La Réunion Tourisme). (2025). *Fréquentation touristique 2024*. IRT.

Jaakkola, E. (2020). Designing conceptual articles: Four approaches. *AMS Review*, *10*(1–2), 18–26.

Lähdesmäki, M., Siltaoja, M., & Spence, L. J. (2019). Stakeholder salience for small businesses: A social proximity perspective. *Journal of Business Ethics*, *158*(2), 373–385.
Marquis, C., Glynn, M. A., & Davis, G. F. (2007). Community isomorphism and corporate social action. *Academy of Management Review*, *32*(3), 925–945.
Martin, R., & Sunley, P. (2015). On the notion of regional economic resilience. *Journal of Economic Geography*, *15*(1), 1–42.
Matten, D., & Crane, A. (2005). Corporate citizenship: Toward an extended theoretical conceptualization. *Academy of Management Review*, *30*(1), 166–179.
Milgrom, P., & Roberts, J. (1990). The economics of modern manufacturing: Technology, strategy, and organization. *American Economic Review*, *80*(3), 511–528.
Morgan, K. (2017). Nurturing novelty: Regional innovation policy in the age of smart specialisation. *Environment and Planning C*, *35*(4), 569–583.
Mundell, R. A. (1963). Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *Canadian Journal of Economics and Political Science*, *29*(4), 475–485.
Nussbaum, M. C. (2011). *Creating capabilities: The human development approach*. Harvard University Press.
OPCO EP. (2024). *Panorama de territoire: Guyane*. https://opcoep.fr/ressources/centre-ressources/publication/panorama/panorama-territoire-guyane-2024-opcoep.pdf
Ostrom, E. (1990). *Governing the commons*. Cambridge University Press.
Pecqueur, B. (2005). Le développement territorial. *Économie et Institutions*, *6–7*, 21–52.
Pike, A., Dawley, S., & Tomaney, J. (2010). Resilience, adaptation and adaptability. *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society*, *3*(1), 59–70.
Pike, A., Rodríguez-Pose, A., & Tomaney, J. (2017). *Local and regional development* (2nd ed.). Routledge.
Polanyi, K. (1944). *The great transformation*. Beacon Press.
Porter, M. E., & Kramer, M. R. (2011). Creating shared value. *Harvard Business Review*, *89*(1–2), 62–77.
Rodríguez-Pose, A. (2013). Do institutions matter for regional development? *Regional Studies*, *47*(7), 1034–1047.
Russo, A., & Perrini, F. (2010). Investigating stakeholder theory and social capital. *Journal of Business Ethics*, *91*(2), 207–221.
Russo, A., & Tencati, A. (2009). Formal vs. informal CSR strategies. *Journal of Business Ethics*, *85*(S2), 339–353.
Scherer, A. G., & Palazzo, G. (2011). The new political role of business in a globalized world. *Journal of Management Studies*, *48*(4), 899–931.
Sen, A. (1999). *Development as freedom*. Oxford University Press.
Stewart, F. (2005). Groups and capabilities. *Journal of Human Development*, *6*(2), 185–204.
Torre, A. (2018). Les moteurs du développement territorial. *Revue d'Économie Régionale & Urbaine*, *5*, 1043–1075.
Yin, R. K. (2018). *Case study research and applications: Design and methods* (6th ed.). Sage.
Zimmermann, J. B. (2005). Entreprises et territoires: Entre nomadisme et ancrage territorial. *La Revue de l'IRES*, *47*(1), 21–36.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4088

Comment effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable – cas de la Pologne

How to conduct a comparative analysis of local administrative units in terms of sustainable growth—the case of Poland

Helena GASPARS-WIELOCH

Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznań[1], Pologne
Département d'Informatique et d'Économie Quantitative
helena.gaspars@ue.poznan.pl
https://orcid.org/0000-0003-0033-3836

Kacper ZIELAK

Université des Sciences Économiques et de Gestion de Poznań[2], Pologne
Département d'Informatique et d'Économie Quantitative
kacper.zielak@ue.poznan.pl
https://orcid.org/0009-0002-6098-9095

Abstract

Purpose: The aim of this article is to demonstrate how to conduct a comparative analysis of local administrative units in terms of sustainable growth and how to create a ranking for them.

Design/methodology/approach: To illustrate the proposed approach, the case of the voivodeships of Poland was chosen. The analysis comprises four domains: social, economic, environmental, and institutional-political. Each domain is characterised by five criteria. The ranking is generated on the basis of TOPSIS, a method applied in multi-criteria analysis.

Findings: The results of the research are presented in cartograms. The study yields several interesting conclusions: general ones concerning the method, as well as those specific to Poland. According to one of these conclusions, contrary to popular belief, western Poland is not necessarily better than eastern Poland.

[1] Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, Pologne.
[2] Al. Niepodległości 10, 61-875 Poznań, Pologne.

Originality/value: In general, sustainable growth is examined through three dimensions: social, economic, and environmental. However, the following analysis encompasses four dimensions, as it also takes into account the institutional-political sphere, which provides significant support to the other areas.

Keywords: sustainable growth, local administrative units, four domains, ranking, TOPSIS, Polish voivodeships.

Résumé

Objectif : Le but de cet article est de montrer comment peut-on effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable et comment leur classement peut être crée.

Conception/méthodologie/approche : Pour illustrer l'approche proposée, le cas des voïvodies de Pologne a été choisi. L'analyse comprend quatre domaines: social, économique, environnemental et institutionnel-politique. Chaque domaine est caracterisé par cinq critères. Le classement est géneré à l'aide de TOPSIS qui constitue une méthode utilisée dans le cadre de l'analyse multicritère.

Résultats : Les résultats de l'analyse sont présentés à base de cartogrammes. L'étude effectuée fournit de nombreuses conclusions intéressantes: générales concernant la méthode, ainsi que particulières pour la Pologne. Selon l'une d'elles, contrairement à ce qu'on suppose souvent, la partie Ouest de la Pologne n'est pas du tout meilleure que la partie Est de ce pays.

Originalité/valeur : En general la croissance durable est examinée dans le cadre de trois aspects: social, économique et environnemental. Cependant l'analyse suivante comprend quatre aspects, car elle prend aussi en compte le domaine institutionnel-politique qui apporte un soutien important aux autres domaines.

Mots-clés : croissance durable, unités d'administration locale, quatre domaines, classement, TOPSIS, voïvodies de Pologne.

JEL classification: C44, Q01, Q5, R5.

Introduction

L'objectif de cet article est de montrer comment peut-on effectuer l'analyse comparative des unités d'administration locale en termes de la croissance durable et comment leur classement peut être construit. Afin de présenter l'approche proposée le cas des voïvodies de Pologne a été choisi.

L'essentiel du développement durable est de satisfaire les besoins actuels et de préserver les ressources pour les générations à venir. C'est pourquoi, de nombreuses entités et groupes tiennent à soutenir cette croissance (Cernev &

Fenner, 2020 ; Meyer, 2025) et à la mesurer consciencieusement (Hickel, 2020 ; Kubiszewski et al., 2021).

En général la croissance durable est examinée dans le cadre de trois aspects: social, économique et environnemental (Brzozowska et al., 2022 ; Enel, n.d. ; Gupta et al., 2026 ; James & Magee, 2022 ; Mangukiya & Sklarew, 2023 ; Purvis et al., 2019 ; Safdie, n.d. ; Stec et al., 2024 ; Sustainable development, n.d.). Cependant l'analyse suivante comprend quatre aspects, car elle prend aussi en compte le domaine institutionnel-politique.

Pour quelle raison est-il souhaitable de consider ce quatrième secteur ? D'après les auteurs, si les bureaux politiques et administratifs fonctionnent correctement, conformément à la loi et aux principes éthiques, les décisions concernant la société, l'économie et l'environnement d'un pays donné ont la chance d'être plus rationnelles. Donc, les facteurs (caractéristiques, attributs) liés au travail des institutions ne devraient pas être négligés.

Dans l'analyse menée chaque domaine est caracterisé par cinq critères, ce qui donne en tout 20 facteurs. Évidemment, le nombre de critères déterminant la croissance durable est considérablement plus élevé, mais lorsque l'évaluation concerne les unités d'administration locale, par exemple les voïvodies d'un pays, certains facteurs ne peuvent pas être inclus en raison du manque de données.

Le classement sera construit à l'aide de TOPSIS qui constitue une méthode multicritère. Cette procédure est souvent utilisée comme moyen de mesurer le niveau de la croissance durable (Piwowarski et al., 2018 ; Stecyk 2019). Elle est si populaire qu'elle a beaucoup de versions concernant les formules employées, les étapes effectuées et les domaines d'application (Gaspars-Wieloch, 2023 ; Hwang et al., 1993 ; Roszkowska & Kacprzak, 2016 ; Ziemba et al., 2020).

Étant donné que l'article traite de la croissance durable, l'étude adopte des règles qui tiennent également compte de la spécificité du phénomène considéré qu'on associe généralement à une situation équilibrée.

Les sections suivantes de l'article présentent les données utilisées dans l'étude, la méthode et les règles adoptées, les résultats illustrés sous forme de tableaux et de cartogrammes, les conclusions et les références bibliographiques.

1. Données

Comme cela a été signalé, nous allons examiner le cas de la Pologne, un pays qui est frontalier avec sept etats et qui est situé au centre de l'Europe. La Pologne est une république parlemantaire. En ce moment, elle est divisée adminis-

trativement en 16 voïvodies: D – Dolnośląskie, KP – Kujawsko-Pomorskie, LE – Lubelskie, LU – Lubuskie, Ł – Łódzkie, MP – Małopolskie, MZ – Mazowieckie, O – Opolskie, PK – Podkarpackie, PL – Podlaskie, PM – Pomorskie, ŚL – Śląskie, ŚW – Świętokrzyskie, WM – Warmińsko-Mazurskie, WL – Wielkopolskie, Z – Zachodniopomorskie. Les voïvodies elles-mêmes sont subdivisées en districts (pol. powiaty) puis en communes (pol. gminy). Ce sont donc les voïvodies qui constitueront les éléments du classement.

Le dévéloppement durable peut être décrit par de nombreux attributs, mais puisque cette recherche concerne les unités d'administration locale – les voïvodies, il est indispensable de sélectionner des caractéristiques pour lesquelles il est possible de collecter les données. Le choix des facteurs devrait être aussi determiné par les correlations entre les critères, car il n'est pas conseillé de garder des attributs trop correlés les uns aux autres. L'analyse du raport de l'Office statistique de Katowice (ville du Sud de la Pologne) nous a permis de distinguer 20 attributs, cela veut dire 5 pour chaque aspect.

Dans les paragraphes suivants, l'expression "max" signifie que l'on a affaire à un critère (attribut) positif. Dans ce cas plus le score est élevé, plus la valeur est favorable. L'expression "min" signifie que le critère analysé est négatif. Cette fois-ci, plus le score est élevé, plus la valeur est défavorable.

Le domaine social est représenté par: le taux de risque de pauvreté après transferts sociaux (% – X_1(min)) ; le nombre des décès sur la route pour 100 000 habitants (personnes – X_2(min)) ; le nombre de logements mis en service pour 1000 habitants agés de 24 a 35 ans (unités – X_3(max)) ; la part des adultes participant à l'éducation ou à la formation agés de 24 a 65 ans (% – X_4(max)) ; le nombre de médecins pour 10 000 habitants (personnes – X_5(max)).

Le domaine économique est caracterisé par: la productivité du travail dans le secteur industriel (milles PLN par employé – X_6(max)) ; les revenus budgétaires des voïvodies par habitant (zloty – X_7(max)) ; la part de la longueur des lignes ferroviaires adaptées à la vitesse 120 km/h et plus dans la longueur des lignes ferroviaires en exploitation (% – X_8(max)) ; le taux de chomage (% – X_9(min)) ; dépenses d'investissement par habitant (zloty – X_{10}(max)).

En ce qui concerne le domaine environnemental inclu dans notre analyse, il comprend: la part de l'énergie renouvelable dans la production totale d'électricité (% – X_{11}(max)) ; la couverture forestière ((% – X_{12}(max)) ; la consommation de l'eau pour les besoins de l'économie et de la population au cours de l'année par habitant (m^3 – X_{13}(min)) ; la masse des déchêts municipaux générés par un habitant (kg – X_{14}(min)) ; la part des zones légalement protegées dans la superficie totale (% – X_{15}(max)).

Et voici les attributs choisis pour le dernier domaine – appelé „institutionnel-politique": le pourcentage des unités de l'administration publique offrant

aux employés des cours concernant les télécommunications et l'informatique (% – X_{16}(max)) ; le nombre d'organismes (actifs) sans but lucratif (OSBL) pour 10 000 habitants (unités – X_{17}(max)) ; le nombre de délits de corruption pour 100 000 habitants (unités – X_{18}(min)) ; le nombre d'employés de l'administration publique pour 10 000 habitants (personnes – X_{19}(but)) ; la participation des femmes aux organes législatifs des collectivités locales (% – X_{20}(but)).

Lorsque l'on prend une décision, souvent certains critères sont ni positifs, ni négatifs. Il s'agit des attributs par rapport auxquels le décideur déclare un niveau souhaité (qui n'est ni le plus élevé, ni le plus bas possible). Dans cet article nous appelons ce genre de critères: critères-but et ce sont les deux dernières caractéristiques (X_{19} et X_{20}) qui, au lieu d'être maximisées ou minimisées, ont chacune une valeur désirée, fixée par les auteurs de cette analyse. Le but peut être défini sous la forme d'un nombre concret ou d'un intervalle numérique.

Le facteur X_{19} constitue dans cette étude un critère-but avec un intervalle [103,5 ; 117,5]. Cette plage de valeurs comprend le niveau moyen du phénomene, c'est à dire 110,5. Les limites (inférieure et supérieure) on été calculées en ajoutant et soustrayant un quart de l'écart-type estimé pour l'attribut en question. Cette partie de l'écart-type a été justement choisie pour que l'intervalle ne comprenne ni trop, ni trop peu de voïvodies. Parfois ce critère est considéré comme attribut négatif, car la bureaucratie excessive dans une région donnée est généralement percue négativement. Néanmoins, dans cette étude on assume que le nombre insuffisant de fonctionnaires peut entraîner une augmentation significative des filles d'attente parmi les parties intéressées et par consequent un service administratif inéfficace. C'est pourquoi, il est justifié de consider le nombre d'employés de l'administration publique pour 10 000 habitants comme critère-but.

Le facteur X_{20} est traité comme critère-but aussi, mais avec un nombre concret, égal a 50% (0,5). Le but choisi (50%) découle des postulats qui préconisent une structure de genre représentative dans toutes les instances politiques. En estimant le nombre souhaité pour le dernier facteur, il s'agissait de fixer le niveau le plus neutre possible. Évidemment, pour certains milieux ce niveau peut être considéré comme trop élevé ou trop bas. En plus, vu les phénomènes sociaux qui se développent actuellement sur notre planète (par exemple l'émergence de nouveaux genres), pour certaines personnes l'introduction du critère X_{20} est inutile.

Les auteurs ont decidé d'utiliser les données de l'année 2022. Le tableau 1 représente les valeurs originales de tous les attributs. Les sources de données comprennent: l'Office Central des Statitiques, l'Office des Transports Ferroviaires et le Portail de la Police Polonaise.

Tableau 1. Valeurs des critères

C\V	*D*	*KP*	*LE*	*LU*	*Ł*	*MP*	*MZ*	*O*	*PK*	*PL*	*PM*	*ŚL*	*ŚW*	*WM*	*WL*	*Z*
X_1	9,0	17,7	22,6	13,3	14,1	13,6	10,6	12,1	17,4	23,4	13,7	7,8	14,8	20,6	14,4	13,5
X_2	4,8	5,1	6,0	6,4	6,9	3,0	5,2	6,8	4,2	6,0	4,2	3,6	5,7	6,1	6,1	4,6
X_3	58,4	46,0	41,5	49,7	46,8	49,6	59,1	28,8	41,4	44,6	63,8	36,2	31,8	45,9	55,5	51,0
X_4	7,2	8,2	6,0	9,8	9,6	5,9	4,4	9,1	9,0	7,1	8,5	5,5	8,1	9,8	9,0	8,8
X_5	39,7	32,6	41,7	25,6	45,1	38,6	46,9	27,8	31,0	41,7	37,4	43,6	34,8	27,2	31,5	33,8
X_6	822,4	587,6	544,5	647,3	611,3	625,7	1315,7	597,5	479,2	645,9	720,3	692,5	526,3	455,5	630,1	605,9
X_7	578,9	782,6	654,0	696,7	562,5	624,1	815,5	714,4	728,2	628,8	552,4	488,1	624,4	661,8	603,8	794,7
X_8	17,5	20,9	24,6	14,9	24,8	15,4	31,2	10,8	10,4	0,0	17,3	10,7	14,4	13,9	28,6	7,9
X_9	4,5	7,3	8,0	4,4	5,5	4,4	4,3	5,9	8,8	7,0	4,6	3,7	7,8	8,6	2,9	6,7
X_{10}	11641	8456	6994	8830	8701	9255	14828	9158	7365	10039	9497	9992	6701	7894	10448	11667
X_{11}	10,3	54,6	51,6	35,7	6,3	20,6	7,3	5,6	49,5	80,3	63,9	9,5	20,8	95,6	52,2	62,6
X_{12}	29,9	23,5	23,5	49,4	21,4	28,6	23,4	26,7	38,3	31,2	36,5	32,2	28,4	31,8	25,8	35,8
X_{13}	125,3	112,2	138,0	77,2	114,5	115,4	517,6	127,8	94,1	76,6	82,1	87,5	1112,2	74,9	345,2	548,1
X_{14}	422	357	256	398	356	337	358	382	243	296	383	393	275	320	381	412
X_{15}	18,6	32,2	22,7	37,5	19,5	53,1	29,7	27,6	44,9	31,6	33,0	22,1	64,9	46,7	29,6	21,8
X_{16}	59,9	68,5	54,0	61,5	58,5	59,8	56,8	77,4	56,8	48,5	63,8	69,5	54,7	58,4	66,5	58,6
X_{17}	25,3	25,6	32,0	27,4	28,0	29,3	30,1	28,1	30,1	26,7	24,7	20,1	30,4	28,1	29,9	25,4
X_{18}	7,5	1,5	9,1	4,8	14,8	3,9	11,8	26,4	31,2	39,5	4,5	48,1	16,9	4,9	5,3	15,3
X_{19}	96,2	102,2	116,7	112,3	104,6	85,8	208,0	108,2	103,4	118,7	94,3	89,9	110,5	114,2	88,5	113,8
X_{20}	33,3	31,1	28,8	32,7	31,7	26,9	32,3	30,8	21,9	26,7	31,0	31,2	29,5	34,7	30,5	37,0

Note : C – critères, V – voïvodies.

Source: élaboration propre.

2. Méthode

La construction du classement peut être effectuée à l'aide de diverses méthodes mathématiques d'analyse multicritère.

Parmi elles il faut certainement mentionner „la somme pondérée" – SAW – simple additive weighing method (Ciardiello & Genovese 2023 ; Gaspars-Wieloch & Gawroński, 2024 ; Konopka, 2018) qui consiste à calculer pour chaque action (choix, alternative) une somme de produits des valeurs des critères et de leur poids (importance). L'action dont cette somme est la plus élevée peut prendre la première place dans le classement. La somme pondérée est le plus souvent utilisée quand les critères sont favorables (maximisés) ou défavorables (minimisés).

Lorsque pour certains critères ce n'est ni le maximum, ni le minimum qui compte, mais un niveau intermédiare est désiré, le classement peut être préparé grâce à GP – goal programming (Charnes et al., 1955). Cette méthode consiste à calculer pour chaque choix une somme de produits des écarts (entre les valeurs originales et les niveaux souhaités) et de leur poids. Dans le cas de cette approche le résultat synthétique le plus bas indique la meilleure action.

Évidemment, si les critères d'origine ne sont pas comparables vu leurs unités et niveaux différents, il est indispensable de remplacer les valeurs originales par des valeurs normalisées. Cette transformation est possible pour les procédures décrites ci-dessus.

Parmi les techniques multi-critères l'„analyse multicritère hiérarchique" (AMCH) (Vaidya & Kumar, 2006) est aussi très populaire, mais ses étapes sont beaucoup plus complexes, car cette fois-ci la construction du classement doit être précédée de comparaison pour chaque paire d'actions et pour chaque paire de critères. En plus, la méthode mentionnée peut être utilisée seulement pour un nombre de facteurs et un nombre de décideurs assez limités.

La littérature offre aussi des procédures qui ne permettent pas d'attribuer des poids à chaque attribut. C'est par exemple le cas de l'approche „max-min" (Gaspars-Wieloch, 2021) où la construction du classement des alternatives est basée sur les critères les moins bien réalisés.

Les conceptions mentionnées constituent des exemples de moyens permettant d'établir un classement, néanmoins la revue de la littérature nous révèle que TOPSIS (Technique for Order of Preference by Similarity to Ideal Solution) est l'une des méthodes les plus fréquentes dans le cadre de l'appréciation de la croissance durable (Balcerzak & Pietrzak, 2016 ; Piwowarski et al., 2018 ; Ding et al., 2022). C'est pourquoi nous allons l'examiner en détail.

TOPSIS a été développée par Hwang et Yoon en 1981 (Hwang & Yoon 1981). Son but est de classer un certain nombre de choix sur la base d'un ensemble

de critères maximisés ou minimisés. Son principe consiste à déterminer pour chaque action un coefficient compris entre 0 et 1 selon des distances euclidiennes entre chaque alternative d'une part et les solutions idéale et anti-idéale. TOPSIS prend également en considération des pondérations qui représentent l'importance relative des attributs les uns par rapport aux autres.

Voici les étapes de TOPSIS :

1. Transformer les critères négatifs et critères-but en critères positifs selon les équations (1)–(3) et (4)–(5), respectivement. L'équation (1) est utilisée lorsque le critère défavorable représente un indicateur d'intensité et les équations (2) et (3) sont destinées aux indices de structure. L'équation (4) concerne les critères avec une valeur concrète désirée, par contre l'équation (5) est applicable pour les attributs avec une plage préférée :

$$x_{i,k} = \frac{1}{x_{i,k}^{N} + c_k} \tag{1}$$

$$x_{i,k} = 1 - x_{i,k}^{N} \tag{2}$$

$$x_{i,k} = 100 - x_{i,k}^{N} \tag{3}$$

$$x_{i,k} = \frac{1}{\left| x_{i,k}^{B(c)} - B_k \right| + c_k} \tag{4}$$

$$x_{i,k} = \begin{cases} \dfrac{1}{I_k - x_{i,k}^{B(p)} + c_k} & \text{lorsque} \quad x_{i,k}^{B(p)} < I_k \\ \dfrac{1}{c_k} & \text{lorsque} \quad I_k \le x_{i,k}^{B(p)} \le S_k \\ \dfrac{1}{x_{i,k}^{B(p)} - S_k + c_k} & \text{lorsque} \quad x_{i,k}^{B(p)} > S_k \end{cases} \tag{5}$$

$x_{i,k}$ – valeur du critère k réalisée par l'alternative i,
$x_{i,k}^{N}$ – valeur du critère négatif k réalisée par l'alternative i,
c_k – valeur constante pour le critère k,
$x_{i,k}^{B(c)}$ – valeur du critère-but k réalisée par l'option i lorsqu'un niveau concret est exigé,
B_k – valeur concrète désirée pour le critère-but k,
I_k – valeur inférieure de la plage souhaitée pour le critère-but k,
$x_{i,k}^{B(p)}$ – valeur du critère-but k réalisée par l'option i lorsqu'une plage est souhaitée,
S_k – valeur supérieure de la plage souhaitée pour le critère-but k.

2. Normaliser les valeurs des critères selon l'équation (6) :

$$z_{i,k} = \frac{x_{i,k}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{N} x_{i,k}^2}} \tag{6}$$

$z_{i,k}$ – valeur normalisée du critere k réalisée par l'alternative i,
N – nombre d'alternatives.

3. Multiplier les valeurs normalisées par les poids associés aux critères :

$$p_{i,k} = z_{i,k} p_k \tag{7}$$

p_k – poids (importance, pondération) du critère k.

4. Trouver les valeurs des critères realisées par les solutions idéales favorable (équation 8) et défavorable (équation 9) :

$$p_{0,k}^{+} = \max_i(p_{i,k}) \tag{8}$$

$$p_{0,k}^{-} = \min_i(p_{i,k}) \tag{9}$$

$p_{0,k}^{+}$ – coordonnée de la solution idéale favorable pour l'attribut k,
$p_{0,k}^{-}$ – coordonnée de la solution idéale défavorable pour l'attribut k.

5. Calculer la distance entre chaque option et les solutions idéales favorable (équation 10)/ défavorable (équation 11) :

$$d_{0k}^{+} = \sqrt{\sum_{k=1}^{K}(p_{i,k} - p_{0,k}^{+})^2} \tag{10}$$

$$d_{0k}^{-} = \sqrt{\sum_{k=1}^{K}(p_{i,k} - p_{0,k}^{-})^2} \tag{11}$$

6. Déterminer l'indice TOPSIS (T_i) :

$$T_i = \frac{d_{0k}^{-}}{d_{0k}^{-} + d_{0k}^{+}} \tag{12}$$

7. Préparer le classement des options. L'alternative avec l'indice TOPSIS le plus élevé occupe la première place du classement.

Cet indice favorise les options les plus lointaines de la solution idéale défavorable et les plus proches de la solution idéale favorable. Dans notre analyse toutes les valeurs des attributs à minimiser sont positives, ce qui fait que la

constante c_k peut etre égale a 0. Pour les critères-but c_{19} = 110,5 et c_{20} = 30,6 (valeurs moyennes).

L'étape 3 n'est pas obligatoire – il est nécessaire d'utiliser l'équation (7) uniquement si le décideur a l'intention d'introduire des poids différents pour chaque attribut. Dans cette étude les auteurs constatent que lorsqu'il s'agît de comparer les unités d'administration locale en termes de la croissance durable les pondérations devraient être identiques pour chaque domaine et pour chaque critère, car le développement durable est lié à une situation équilibrée.

TOPSIS peut être effectuée pour tous les critères ensemble, mais puisque dans cette recherche l'analyse repose sur quatre domaines les étapes 4–7 peuvent être réalisées séparément pour chaque domaine, ce que permettra d'identifier les forces et les faiblesses de chaque voïvodies. Si les calculs sont effectués de telle manière, il est nécessaire d'ajouter encore une étape (étape 8) qui consiste à déterminer la moyenne de tous les indices obtenus par la voïvodie donnée et à créer le classement final.

3. Résultats

D'après la description de TOPSIS les critères négatifs et les critères-but peuvent être transformés en critères positifs (étape 1, tableau 2). Pour les critères X_1, X_9 la formule (3) a été utilisée. L'équation (1) a été utile pour transformer l'attribut X_2, X_{13}, X_{14} et X_{18}. Le facteur X_{19} est transformé en attribut positif grâce à la formule (5) et les valeurs du facteur X_{20} ont été changées en utilisant l'équation (4).

Ensuite la normalisation est nécessaire (étape 2, équation 6, tableau 3). L'étape 3 a été délibérément omise. Maintenant il ne nous reste qu'à trouver les valeurs des critères réalisés par les solutions idéales favorable et défavorable – étape 4. Par example pour l'attribut X_1 la valeur de la solution idéale favorable est égale à 0,27 et celle de la solution idéale défavorable est égale a 0,22.

Les tableaux 4–7 représentent les distances (étape 5), les indices (étape 6) et les positions (étape 7) séparement pour chaque domaine. Les figures 1–4 ont été créées pour mieux illustrer toutes les valeurs obtenues. Le groupe est nommé « très bon » lorsque les valeurs (les indices TOPSIS) de ses membres sont supérieures ou égales à la somme « moyenne+écart-type ». Le groupe est nommé « bon » quand ces valeurs appartiennent à l'intervalle [moyenne ; moyenne+écart type[. Le groupe est « moyen » lorsque les indices appartiennent à l'intervalle [moyenne–écart-type ; moyenne[. Et enfin le groupe est considéré comme « mauvais » quand il s'agît des valeurs inférieures à la différence « moyenne–écart-type ».

Tableau 2. Transformation des valeurs originales

C\V	*D*	*KP*	*LE*	*LU*	*Ł*	*MP*	*MZ*	*O*	*PK*	*PL*	*PM*	*ŚL*	*ŚW*	*WM*	*WL*	*Z*
X_1	91,0	82,3	77,4	86,7	85,9	86,4	89,4	87,9	82,6	76,6	86,3	92,2	85,2	79,4	85,6	86,5
X_2	0,21	0,20	0,17	0,16	0,15	0,34	0,19	0,15	0,24	0,17	0,24	0,28	0,18	0,16	0,16	0,22
X_3	58,4	46,0	41,5	49,7	46,8	49,6	59,1	28,8	41,4	44,6	63,8	36,2	31,8	45,9	55,5	51,0
X_4	7,2	8,2	6,0	9,8	9,6	5,9	4,4	9,1	9,0	7,1	8,5	5,5	8,1	9,8	9,0	8,8
X_5	39,7	32,6	41,7	25,6	45,1	38,6	46,9	27,8	31,0	41,7	37,4	43,6	34,8	27,2	31,5	33,8
X_6	822,4	587,6	544,5	647,3	611,3	625,7	1315,7	597,5	479,2	645,9	720,3	692,5	526,3	455,5	630,1	605,9
X_7	578,9	782,6	654,0	696,7	562,5	624,1	815,5	714,4	728,2	628,8	552,4	488,1	624,4	661,8	603,8	794,7
X_8	17,5	20,9	24,6	14,9	24,8	15,4	31,2	10,8	10,4	0,0	17,3	10,7	14,4	13,9	28,6	7,9
X_9	95,5	92,7	92,0	95,6	94,5	95,6	95,7	94,1	91,2	93,0	95,4	96,3	92,2	91,4	97,1	93,3
X_{10}	11641	8456	6994	8830	8701	9255	14828	9158	7365	10039	9497	9992	6701	7894	10448	11667
X_{11}	10,3	54,6	51,6	35,7	6,3	20,6	7,3	5,6	49,5	80,3	63,9	9,5	20,8	95,6	52,2	62,6
X_{12}	29,9	23,5	23,5	49,4	21,4	28,6	23,4	26,7	38,3	31,2	36,5	32,2	28,4	31,8	25,8	35,8
X_{13}	0,008	0,009	0,007	0,013	0,009	0,009	0,002	0,008	0,011	0,013	0,012	0,011	0,001	0,013	0,003	0,002
X_{14}	0,0024	0,0028	0,0039	0,0025	0,0028	0,0030	0,0028	0,0026	0,0041	0,0034	0,0026	0,0025	0,0036	0,0031	0,0026	0,0024
X_{15}	18,6	32,2	22,7	37,5	19,5	53,1	29,7	27,6	44,9	31,6	33,0	22,1	64,9	46,7	29,6	21,8
X_{16}	59,9	68,5	54,0	61,5	58,5	59,8	56,8	77,4	56,8	48,5	63,8	69,5	54,7	58,4	66,5	58,6
X_{17}	25,3	25,6	32,0	27,4	28,0	29,3	30,1	28,1	30,1	26,7	24,7	20,1	30,4	28,1	29,9	25,4
X_{18}	0,13	0,65	0,11	0,21	0,07	0,26	0,09	0,04	0,03	0,03	0,22	0,02	0,06	0,21	0,19	0,07
X_{19}	0,0085	0,0089	0,0090	0,0090	0,0090	0,0078	0,0050	0,0090	0,0090	0,0089	0,0084	0,0081	0,0090	0,0090	0,0080	0,0090
X_{20}	0,0211	0,0202	0,0193	0,0209	0,0204	0,0186	0,0207	0,0201	0,0170	0,0186	0,0202	0,0202	0,0196	0,0218	0,0200	0,0229

Note : C – critères, V – voïvodies.

Source: élaboration propre.

Tableau 3. Normalisation des critères

C\V	D	KP	LE	LU	Ł	MP	MZ	O	PK	PL	PM	ŚL	ŚW	WM	WL	Z
X_1	0,27	0,24	0,23	0,25	0,25	0,25	0,26	0,26	0,24	0,22	0,25	0,27	0,25	0,23	0,25	0,25
X_2	0,25	0,24	0,20	0,19	0,18	0,41	0,23	0,18	0,29	0,20	0,29	0,34	0,21	0,20	0,20	0,27
X_3	0,31	0,24	0,22	0,26	0,24	0,26	0,31	0,15	0,22	0,23	0,33	0,19	0,17	0,24	0,29	0,27
X_4	0,23	0,26	0,19	0,30	0,30	0,18	0,14	0,28	0,28	0,22	0,27	0,17	0,25	0,30	0,28	0,27
X_5	0,27	0,22	0,28	0,17	0,31	0,26	0,32	0,19	0,21	0,28	0,25	0,30	0,24	0,19	0,21	0,23
X_6	0,30	0,21	0,20	0,24	0,22	0,23	0,48	0,22	0,18	0,24	0,26	0,25	0,19	0,17	0,23	0,22
X_7	0,22	0,30	0,25	0,26	0,21	0,24	0,31	0,27	0,27	0,24	0,21	0,18	0,24	0,25	0,23	0,30
X_8	0,24	0,29	0,34	0,20	0,34	0,21	0,43	0,15	0,14	0,00	0,24	0,15	0,20	0,19	0,39	0,11
X_9	0,25	0,25	0,24	0,25	0,25	0,25	0,25	0,25	0,24	0,25	0,25	0,26	0,24	0,24	0,26	0,25
X_{10}	0,30	0,22	0,18	0,23	0,22	0,24	0,38	0,24	0,19	0,26	0,25	0,26	0,17	0,20	0,27	0,30
X_{11}	0,05	0,28	0,27	0,19	0,03	0,11	0,04	0,03	0,26	0,42	0,33	0,05	0,11	0,50	0,27	0,33
X_{12}	0,24	0,19	0,19	0,40	0,17	0,23	0,19	0,21	0,31	0,25	0,29	0,26	0,23	0,26	0,21	0,29
X_{13}	0,22	0,24	0,20	0,35	0,24	0,24	0,05	0,21	0,29	0,36	0,33	0,31	0,02	0,37	0,08	0,05
X_{14}	0,20	0,23	0,33	0,21	0,23	0,25	0,23	0,22	0,34	0,28	0,22	0,21	0,30	0,26	0,22	0,20
X_{15}	0,13	0,22	0,16	0,26	0,14	0,37	0,21	0,19	0,31	0,22	0,23	0,15	0,45	0,33	0,21	0,15
X_{16}	0,24	0,28	0,22	0,25	0,24	0,24	0,23	0,32	0,23	0,20	0,26	0,28	0,22	0,24	0,27	0,24
X_{17}	0,23	0,23	0,29	0,25	0,25	0,26	0,27	0,25	0,27	0,24	0,22	0,18	0,27	0,25	0,27	0,23
X_{18}	0,16	0,77	0,13	0,25	0,08	0,30	0,10	0,04	0,04	0,03	0,26	0,02	0,07	0,24	0,22	0,08
X_{19}	0,25	0,26	0,26	0,26	0,26	0,23	0,15	0,26	0,26	0,26	0,24	0,24	0,26	0,26	0,23	0,26
X_{20}	0,26	0,25	0,24	0,26	0,25	0,23	0,26	0,25	0,21	0,23	0,25	0,25	0,24	0,27	0,25	0,28

Note : C – critères, V – voïvodies.

Source: élaboration propre.

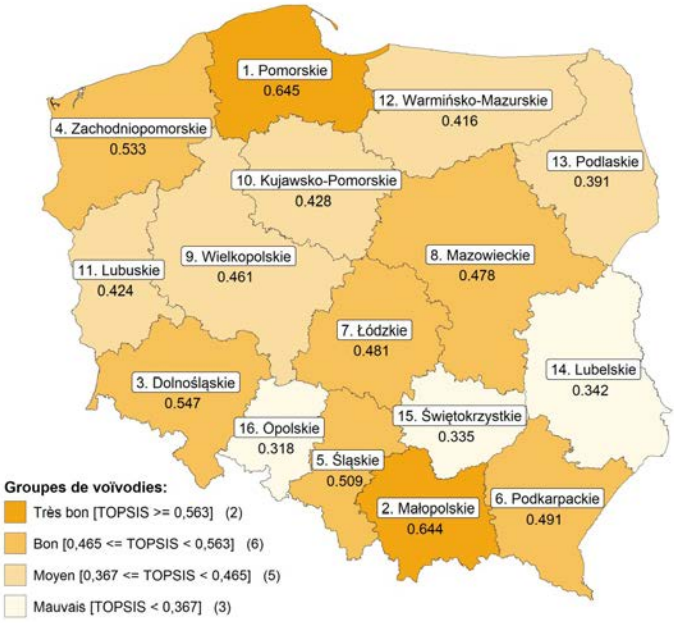


Figure 1. Ordre social à travers les voïvodies

Source: élaboration propre.

Tableau 4. Les distances et l'indice TOPSIS – domaine social

Voïvodie	*D*	*KP*	*LE*	*LU*	*Ł*	*MP*	*MZ*	*O*	*PK*	*PL*	*PM*	*ŚL*	*ŚW*	*WM*	*WL*	*Z*
di+	0,18	0,23	0,27	0,27	0,25	0,15	0,25	0,32	0,20	0,25	0,14	0,21	0,28	0,27	0,24	0,18
di -	0,22	0,17	0,14	0,20	0,23	0,28	0,22	0,15	0,20	0,16	0,26	0,22	0,14	0,19	0,21	0,21
TOPSIS	0,55	0,43	0,34	0,42	0,48	0,64	0,48	0,32	0,49	0,39	0,64	0,51	0,34	0,42	0,46	0,53
Position	III	X	XIV	XI	VII	II	VIII	XVI	VI	XIII	I	V	XV	XII	IX	IV

Source: élaboration propre.

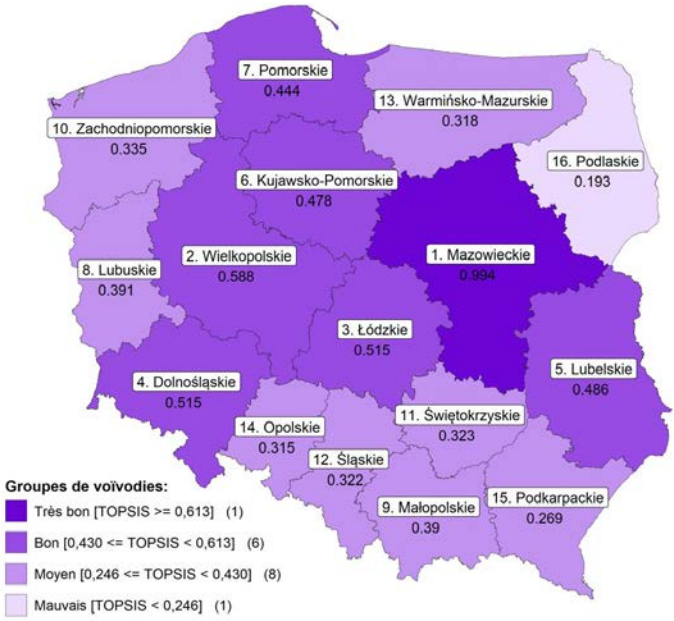


Figure 2. Ordre économique à travers les voïvodies

Source: élaboration propre.

Tableau 5. Les distances et l'indice TOPSIS – domaine economique

Voïvodie	*D*	*KP*	*LE*	*LU*	*Ł*	*MP*	*MZ*	*O*	*PK*	*PL*	*PM*	*ŚL*	*ŚW*	*WM*	*WL*	*Z*
di+	0,29	0,34	0,36	0,37	0,33	0,37	0,00	0,41	0,46	0,51	0,34	0,40	0,43	0,44	0,29	0,42
di -	0,31	0,31	0,34	0,24	0,35	0,24	0,58	0,19	0,17	0,12	0,27	0,19	0,21	0,20	0,41	0,21
TOPSIS	0,52	0,48	0,49	0,39	0,52	0,39	0,99	0,32	0,27	0,19	0,44	0,32	0,32	0,32	0,59	0,33
Position	IV	VI	V	VIII	III	IX	I	XIV	XV	XVI	VII	XII	XI	XIII	II	X

Source: élaboration propre.

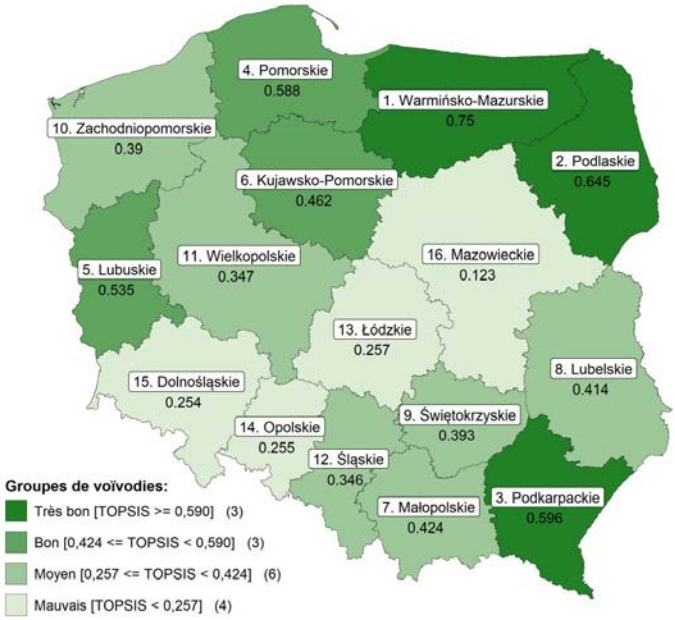


Figure 3. Ordre environnemental à travers les voïvodies

Source: élaboration propre.

Tableau 6. Les distances et l'indice TOPSIS – domaine environnemental

Voïvodie	***D***	***KP***	***LE***	***LU***	***Ł***	***MP***	***MZ***	***O***	***PK***	***PL***	***PM***	***ŚL***	***ŚW***	***WM***	***WL***	***Z***
di+	0,61	0,41	0,46	0,39	0,63	0,46	0,65	0,60	0,30	0,29	0,32	0,57	0,55	0,21	0,50	0,50
di -	0,21	0,35	0,32	0,45	0,22	0,34	0,09	0,21	0,44	0,53	0,46	0,30	0,35	0,62	0,26	0,32
TOPSIS	0,25	0,46	0,41	0,54	0,26	0,42	0,12	0,26	0,60	0,65	0,59	0,35	0,39	0,75	0,35	0,39
Position	XV	VI	VIII	V	XIII	VII	XVI	XIV	III	II	IV	XII	IX	I	XI	X

Source: élaboration propre.

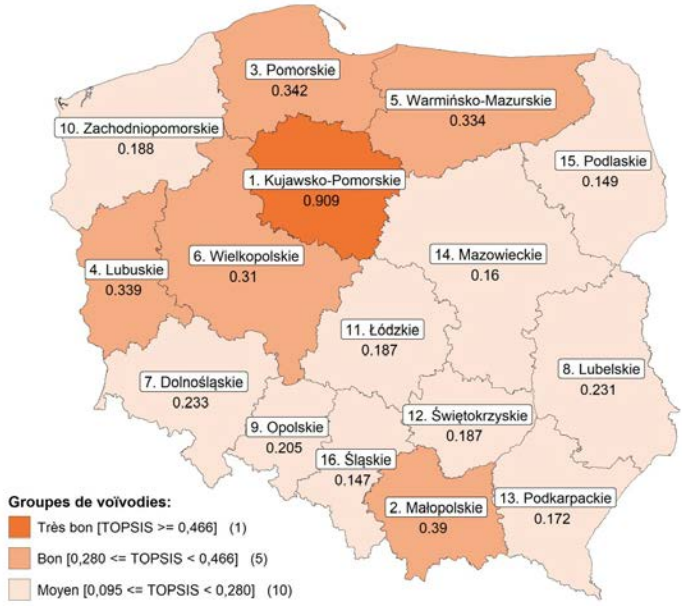


Figure 4. Ordre institutionnel-politique à travers les voïvodies

Source: élaboration propre.

Tableau 7. Les distances et l'indice TOPSIS – domaine institutionnel-politique

Voïvodie	*D*	*KP*	*LE*	*LU*	*Ł*	*MP*	*MZ*	*O*	*PK*	*PL*	*PM*	*ŚL*	*ŚW*	*WM*	*WL*	*Z*
di+	0,62	0,08	0,65	0,53	0,70	0,48	0,69	0,73	0,74	0,75	0,52	0,76	0,71	0,54	0,55	0,70
di -	0,19	0,76	0,20	0,27	0,16	0,31	0,13	0,19	0,15	0,13	0,27	0,13	0,16	0,27	0,25	0,16
TOPSIS	0,23	0,91	0,23	0,34	0,19	0,39	0,16	0,20	0,17	0,15	0,34	0,15	0,19	0,33	0,31	0,19
Position	VII	I	VIII	IV	XI	II	XIV	IX	XIII	XV	III	XVI	XII	V	VI	X

Source: élaboration propre.

Et voici le classement final (étape 8) – tableau 8, ainsi que le cartogramme général correspondant.

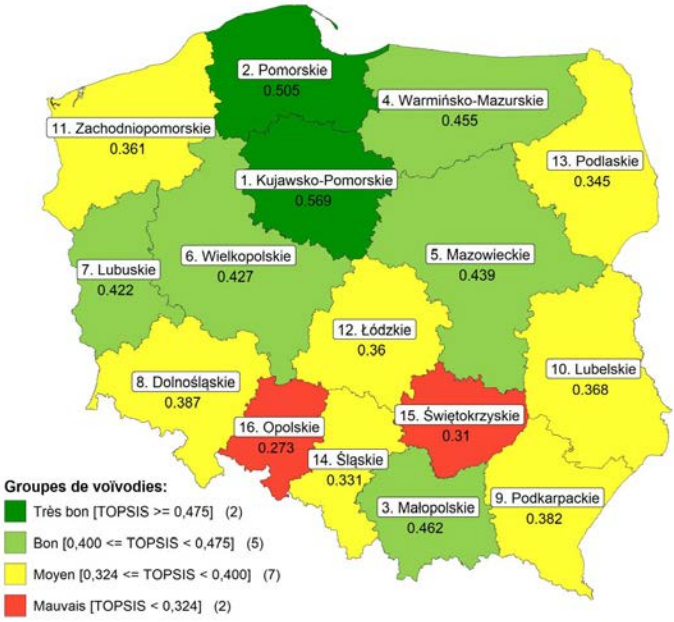


Figure 5. Le niveau de développement durable dans les différentes voïvodies

Source: élaboration propre.

Tableau 8. TOPSIS général

Voïvodie	***KP***	***PM***	***MP***	***WM***	***MZ***	***WL***	***LU***	***D***	***PK***	***LE***	***Z***	***Ł***	***PL***	***SL***	***SW***	***O***
TOPSIS (final)	0,57	0,50	0,46	0,45	0,44	0,43	0,42	0,39	0,38	0,37	0,36	0,36	0,34	0,33	0,31	0,27
Position	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII	IX	X	XI	XII	XIII	XIV	XV	XVI

Source: élaboration propre.

Conclusion

D'après les tableaux et cartogrammes on peut constater que:

- le nord de la Pologne est plus fort que le sud au niveau institutionnel-politique,
- le centre du pays a les meilleurs résultats dans le domaine économique,
- le sud est plus fort que le nord en ce qui concerne le niveau social,
- les trois voïvodies les plus performantes en termes de valeurs environnementales se situent à l'est du pays,

– les voïvodies avec les indices généraux les plus élevés ne sont pas les plus peuplées, les plus urbanisées, les plus grandes, les plus développées économiquement, ni avec la part la plus élevée dans le PIB,
– contrairement à ce qu'on suppose souvent, la partie Ouest de la Pologne n'est pas du tout meilleure que la partie Est de ce pays.

Les résultats obtenus dans cette étude nous fournissent également d'autres informations. Ils nous indiquent, entre autres, quel genre d'effort devrait être fait et quel type d'investissement devrait être entrepris dans chaque voïvodie afin de maintenir un équilibre plus visible dans le pays et de renforcer la position de cette région. Par exemple, la voïvodie de Mazovie (avec Varsovie – la capitale) a obtenu au total un beau résultat (tableau 8 (MZ), figure 5), mais il est recommandé d'améliorer le niveau des facteurs concernant l'ordre institutionnel-politique (tableau 7 (MZ), figure 4) et environmental (tableau 6 (MZ), figure 3). On pourrait surtout essayer de réduire le nombre de délits de corruption, augmenter la part de l'énergie renouvelable dans la production totale d'électricité et réduire la consommation de l'eau pour les besoins de l'économie et de la population (tableau 3). Si l'on examine le cas de la Grande-Pologne (avec Poznań – la plus grande ville dans l'ouest de la Pologne), on constatera que l'indicateur global présente une valeur similaire à celle de l'indicateur pour la Mazovie (tableau 8 (WL), figure 5), mais cette fois-ci c'est le domaine social qui est relativement le plus faible (tableau 4 (WL), figure 1). D'après les calculs provenant du tableau 3 la réduction du nombre des décès sur la route et l'augmentation du nombre de médecins semblent être des priorités. Les observations ci-dessus ne constituent pas des stratégies d'action très détaillées pour les autorités régionales, néanmmoins elles nous permettent d'identifier les domaines et sous-domaines nécessitant des changements. Les conclusions ont donc également une dimension pratique. Pour les formuler, il faut d'abord analyser les indices globaux (c'est utile pour comparer les positions des voïvodies), ensuite retrouver les valeurs pour chaque ordre séparément (cela permet d'identifier les domaines forts et faibles de chaque unité d'administration locale) et enfin vérifier les valeurs normalisées pour chaque critère appartenant aux domaines faibles (les valeurs les plus basses dans le cadre d'un ordre révèlent la raison de la position défavorable d'une voïvodie et indiquent les facteurs qui devraient être mieux contrôlés/gérés dans l'intérêt du développement durable). Notez que de telles considérations sont particulièrement justifiées pour les régions ayant obtenu un classement peu élevé.

Il est aussi nécessaire de souligner que dans ce genre d'analyse les données ont un impact considérable sur les résultats. Cela signifie que si les données provenaient d'une autre année, les recommandations pourraient être différentes.

Néanmoins, dans l'étude menée, l'accent a été mis sur la méthodologie, et non sur la validité des données, car le but de l'article était de proposer une approche universelle permettant d'analyser et classer des unités d'administration locale en termes de la croissance durable.

TOPSIS – la méthode utilisée dans cette recherche a beaucoup d'avantages. Premièrement, l'algorithme est rapide et facile à calculer, même avec un grand nombre d'alternatives ou de critères. Deuxièmement, l'approche est applicable à une grande variété de problèmes décisionnels et s'adapte facilement en permettant l'utilisation de différents critères (favorables ou défavorables). Troisièmement, cette procédure est logique, car elle cherche l'alternative qui est à la fois la plus proche de la «solution idéale» et la plus éloignée de la «solution idéale négative». Le classement des voïvodies obtenu dans cette recherche grâce à TOPSIS peut être comparé avec l'ordre présenté dans (Gaspars-Wieloch & Zielak, 2025) où une méthode hybride combinant les procédures max-min et d'écart type a été proposée (d'apres cette approche PM, LU et MZ sont les meilleures et ŚW, PL, ŚL – les pires), mais l'avantage de TOPSIS par rapport à la stratégie précédente est que cette fois-ci absolument tous les facteurs sont pris en consideration à chaque étape des calculs.

Il convient aussi d'énumerer les règles supplémentaires adaptées dans cette méthode. Dans cette recherche les auteurs ont constaté que lorsqu'il s'agît de comparer les unités d'administration locale en termes du développement durable les poids devraient être identiques pour chaque domaine et pour chaque critère, car la croissance durable est liée à une situation équilibrée. C'est pourquoi:

- le même nombre de critères a été choisi pour chaque domaine,
- tous les critères ont obtenu le même poids,
- après avoir calculé les indices dans le cadre de chaque domaine, l'indice général a été déterminé à l'aide d'une moyenne arithmétique afin de ne favoriser aucun aspect.

Si les poids des attributs ne sont pas égaux, le classement des voïvodies peut différer considérablement du classement actuel. Les tableaux 4–7 nous montrent les vainqueurs potentiels dans le cas où l'un des domaines bénéficie d'un poids nettement supérieur aux autres. Il convient également de souligner que toutes les voïvodies sont optimales au sens de Pareto – cela signifie qu'il n'existe aucun ensemble de pondérations pour lequel une voïvodie donnée se classerait systématiquement en dernière position.

Évidemment, la liste de facteurs utilisés dans cet article n'est qu'une proposition, mais à vrai dire, dans ce genre d'étude l'ensemble de critères sélectionnés dépend des informations disponibles.

Ce qui est aussi très important dans cette recherche, c'est qu' avant de prendre des mesures concrètes pour soutenir la croissance durable dans un pays donné, il est nécessaire de mener une telle analyse multicritère — ou une analyse similaire — couvrant une période de plusieurs années. Cela permettra d'observer les changements et les tendances survenus à ce jour dans les différentes voïvodies et de planifier l'avenir de manière plus consciente. Les données provenant uniquement d'une année sont d'habitude insuffisantes surtout si la période d'enquête est singulière. L'année 2022 n'a pas été une année ordinaire en Pologne en raison de l'épidémie, de la guerre entre la Russie et l'Ukraine et de l'afflux de nombreux réfugiés.

Le choix d'une stratégie d'investissement et de relance pour chaque voïvodie devrait également être précédé d'une analyse comparative du classement qui en résulte et d'autres classements disponibles. Il est étonnant, par exemple, que selon les classements générés par l'IA pour l'an 2022, les meilleures voïvodies en matière d'ordre social, économique, environnemental et institutionnel-politique soient respectivement MZ, MZ, PL et MZ, tandis que les moins bien classées soient LE, ŚL, Ł et ŚW. De nombreuses similitudes peuvent être relevées, mais les incohérences sont visibles aussi. Elles sont le résultat de l'application d'une méthode et de critères différents.

References

Balcerzak, A. P., & Pietrzak, M. B. (2016). *Application of TOPSIS method for analysis of sustainable development in European Union countries*. Institute of Economic Research Working Papers, 22. https://econpapers.repec.org/paper/peswpaper/2016_3ano22.htm

Brzozowska, A., Łukomska-Szarek, J., & Imiołczyk-Sepczuk, J. (2022). Environmental, social and economic determinants of sustainable development in the process of managing municipalities illustrated using the example of the lesser Poland voivodeship. *Economics and Environment*, *81*(2), 258–290. https://doi.org/10.34659/eis.2022.81.2.456

Cernev, T., & Fenner, R. (2020). The importance of achieving foundational Sustainable Development Goals in reducing global risk. *Futures*, *115*, 102492. https://doi.org/10.1016/j.futures.2019.102492

Charnes, A., Cooper, W. W., & Ferguson, R. O. (1955). Optimal estimation of executive compensation by linear programming. *Management Science*, *1*, 138–151.

Ciardiello, F., & Genovese, A. (2023). A comparison between TOPSIS and SAW methods. *Annals of Operations Research*, *325*, 967–994. https://doi.org/10.1007/s10479-023-05339-w

Ding-Yi, Z., Yu-Yu, M., & Hung-Lung, L. (2022). Using the entropy and TOPSIS models to evaluate sustainable development of islands: A case in China. *Sustainability*, *14*(6), 3707.

Enel. (n.d.). *The 3 pillars of sustainability: Environmental, social, and economic*. Retrieved March 1, 2026 from https://www.enel.com/learning-hub/sustainable-development/three-pillars-sustainability

Gaspars-Wieloch, H. (2021). On some analogies between one-criterion decision making under uncertainty and multi-criteria decision making under certainty. *Economics and Business Review*, 7(2), 17–36. https://doi.org/10.18559/ebr.2021.2.3

Gaspars-Wieloch, H. (2023). Scenario planning as a new application area for TOPSIS. *Operations Research and Decisions*, *33*(2), 23–34. https://doi.org/10.37190/ord230202

Gaspars-Wieloch, H., & Gawroński, D. (2024). How can one improve SAW and maxmin multi-criteria rankings based on uncertain decision rules? *Operations Research and Decisions*, *34*(1), 131–148. https://doi.org/10.37190/ord240107

Gaspars-Wieloch, H., & Zielak, K. (2025). *Extended sustainable development level measuring—case of Poland*. Proceedings SOR'25. The 18th International Symposium on Operations Research. Ljubljana. Slovenia.

Gupta, J., & Vegelin, C. (2016). Sustainable development goals and inclusive development. *International Environmental Agreements: Politics, Law and Economics*, *16*, 433–448. https://doi.org/10.1007/s10784-016-9323-z

Hickel, J. (2020). The sustainable development index: Measuring the ecological efficiency of human development in the anthropocene. *Ecological Economics*, *167*.

Hwang, C. L., Lai, Y. J., & Lui, T. Y. (1993). A new approach for multiple objective decision-making. *Computers and Operations Research*, *20*(8), 889–899.

Hwang, C. L., & Yoon, K. (1981). *Multiple attribute decision-making: Methods and applications*. Springer-Verlag.

James, P., & Magee, L. (2022). Domains of sustainability. In A. Farazmand (Ed.), *Global encyclopedia of public administration, public policy, and governance* (pp. 1–17). Springer.

Konopka, P. (2018). The application of SAW method to support the decisions concerning start-up financing. *Optimum. Economic Studies*, *4*(94), 242–255. https://doi.org/10.15290/oes.2018.04.94.18

Kubiszewski, I., Mulder, K., Jarvis D., & Costanza, R. (2021). Toward better measurement of sustainable development and wellbeing: A small number of SDG indicators reliably predict life satisfaction. *Sustainable Development*, *30*(1), 139–148. https://doi.org/10.1002/sd.2234

Mangukiya, R. D.,& Sklarew, D. M. (2023). Analyzing three pillars of sustainable development goals at sub-national scales within the USA. *World Development Sustainability*, *2*, 100058. https://doi.org/10.1016/j.wds.2023.100058

Meyer, F. (2025, August 13). La Pologne, championne européenne de la croissance. *Les Echos*. https://www.lesechos.fr/monde/europe/la-pologne-championne-europeenne-de-la-croissance-2181260

Piwowarski, M., Miłaszewicz, D., Łatuszyńska, M., Borawski, M., & Nermend, K. (2018). TOPSIS and VIKOR methods in study of sustainable development in the EU countries. *Procedia Computer Science*, *126*, 1683–1692.

Purvis, B., Mao, Y., Robinson, D. (2019). Three pillars of sustainability: In search of conceptual origins. *Sustainable Science*, *14*(3), 681–695.

Roszkowska, E., & Kacprzak, D. (2016). The fuzzy saw and fuzzy TOPSIS procedures based on ordered fuzzy numbers. *Informatic Sciences*, *369*, 564–584.

Safdie, S. (n.d.). *What are the three pillars of sustainable development?* Retrieved March 1, 2026 from https://greenly.earth/en-gb/blog/company-guide/3-pillars-of-sustainable-development

Stec, M., Grzebyk, M., Caputa, W., & Krawczyk-Sokołowska, I. (2024). A comparative analysis of the level of sustainable development in Polish voivodeships in 2012 and 2021. *Economics and Environment*, *89*(2), 766. https://doi.org/10.34659/eis.2024.89.2.766

Stecyk, A. (2019). The AHP-TOPSIS model in the analysis of the counties sustainable development in the West Pomeranian Province in 2010 and 2017. *Journal of Ecological Engineering*, *20*(7), 233–244. https://doi.org/10.12911/22998993/109870

Sustainable development. (n.d.). In *Wikipedia*. Retrieved March 1, 2026 from https://en.wikipedia.org/wiki/Sustainable_development

Vaidya, O., & Kumar, S. (2006). Analytic hierarchy process: An overview of applications. *European Journal of Operational Research*, *169*(1), 1–29.

Ziemba, P., Becker, A., & Becker, J. (2020). A consensus measure of expert judgement in the fuzzy TOPSIS method. *Symmetry*, *12*(2), 204.

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4137

Qualité des dépenses publiques en République Démocratique du Congo : Construction d'un indice composite de résultats, mesure d'efficience par frontières stochastiques et analyse d'équité infranationale (2020–2025)

Quality of public expenditure in the Democratic Republic of Congo: Construction of a composite outcome index, stochastic frontier efficiency measurement and subnational equity analysis (2020–2025)

Jean-Philippe NASHA BOLINGO

Université de Kinshasa[1], République Démocratique du Congo
Département des Sciences Économiques
jpnasha2013@gmail.com.
https://orcid.org/0009-0004-3086-9900

Man David KIALA T'SINDA

Université de Kinshasa[2], République Démocratique du Congo
Département des Sciences Économiques
mdavidkiala@gmail.com
https://orcid.org/0009-0004-5089-7909

Abstract

Purpose: This article assesses the quality of public expenditure in the Democratic Republic of Congo (DRC) over 2020–2025 by combining a composite outcome indicator, a stochastic frontier efficiency model and a subnational equity analysis.

Design/methodology/approach: A Budget Quality Index (BQI) was built from sectoral indicators aggregated through Principal Component Analysis. Technical efficiency was estimated with the Generalised True Random Effects (GTRE) stochastic frontier model on a panel of 14 sub-Saharan African countries. The economic structure of transfers

[1] B.P. 127 Kinshasa XI, Mont-Amba (Lemba), Kinshasa, République Démocratique du Congo.
[2] B.P. 127 Kinshasa XI, Mont-Amba (Lemba), Kinshasa, République Démocratique du Congo.

was examined across the 26 provinces. National data cover 2020–2025; provincial data end on 31 December 2024.

Findings: The DRC's BQI rose from 33.0 to 43.6 out of 100 between 2020 and 2025, well below the panel average of 55/100. Total technical efficiency is 0.625 against a panel mean of 0.743. Most estimated inefficiency is persistent rather than transient, although the transient component is not identified in a control re-estimation and country rankings are sensitive to the specification (Section 3). At the subnational level, 8 of the 26 provinces allocate over 80% of their transfers to compensation, a rigidity that constrains operational and investment capacity.

Originality/value: The article jointly applies to the DRC a multidimensional BQI, a GTRE decomposition separating persistent from transient inefficiency, and a descriptive analysis of subnational transfers. None of these methods is new; their combination remains largely undocumented for the Congolese case.

Keywords : public expenditure quality, Budget Quality Index, SFA/GTRE, persistent efficiency, transient efficiency, subnational transfers, DRC, sub-Saharan Africa.

Résumé

Objectif : Cet article évalue la qualité des dépenses publiques en République Démocratique du Congo (RDC) sur 2020–2025, en combinant un indicateur composite de résultats, une mesure d'efficience par frontière stochastique et une analyse d'équité infranationale.

Conception/méthodologie/approche : Un Budget Quality Index (BQI) a été construit à partir d'indicateurs sectoriels agrégés par Analyse en Composantes Principales. L'efficience technique a été estimée par une frontière stochastique de type GTRE (Generalised True Random Effects) sur un panel de 14 pays d'Afrique subsaharienne. La structure économique des transferts a été examinée pour les 26 provinces. Les données nationales couvrent 2020–2025 ; les données provinciales s'arrêtent au 31 décembre 2024.

Résultats : Le BQI de la RDC passe de 33,0/100 en 2020 à 43,6/100 en 2025, bien en deçà de la moyenne du panel (55/100). L'efficience technique totale s'établit à 0,625 contre 0,743 pour la moyenne du panel. L'inefficience estimée est dominée par sa composante persistante ; la composante variante n'est pas identifiée dans une ré-estimation de contrôle et le classement des pays dépend de la spécification (section 3). À l'échelle provinciale, 8 provinces sur 26 consacrent plus de 80 % de leurs transferts à la rémunération.

Originalité/valeur : L'article applique conjointement à la RDC un BQI multidimensionnel, une estimation GTRE distinguant inefficience persistante et variante, et une analyse descriptive des transferts provinciaux. Aucune de ces méthodes n'est nouvelle ; leur combinaison reste peu documentée pour le cas congolais.

Mots-clés : qualité des dépenses publiques, Budget Quality Index, SFA/GTRE, efficience persistante, efficience variante, transferts infranationaux, RDC, Afrique subsaharienne.

JEL classification : C23, H50, H72, O55.

Introduction

Les dépenses publiques de la RDC ont presque triplé en valeur nominale entre 2020 et 2025, passant de 5,22 à 15,5 milliards USD (BCC, 2026 ; ESB, 2024a). Dans le même temps, les indicateurs sectoriels de santé, d'éducation et d'infrastructures progressent moins vite que dans les pays comparateurs de la région. Cet écart entre l'effort budgétaire et les résultats n'est pas propre à la RDC : la littérature en fait un thème récurrent (Afonso et al., 2010 ; Herrera & Ouedraogo, 2018). Il y revêt toutefois une acuité particulière, en raison de l'ampleur des besoins sociaux non satisfaits et de la persistance des contraintes institutionnelles.

Les taux d'exécution varient fortement selon les secteurs. L'éducation affiche un taux proche de 87%, tiré par la politique de gratuité scolaire, tandis que la santé plafonne à 54% et les secteurs productifs peinent à dépasser 19% (ODEP, 2023), taux cumulés d'exécution sur 2020–2022. Ces écarts suggèrent, sans le démontrer formellement, que le problème n'est pas seulement un manque de ressources : il touche aussi à la façon dont les crédits sont programmés, ordonnancés et décaissés dans le Système intégré de gestion des finances publiques (SIGFIP).

Trois questions structurent cet article. Premièrement, comment évolue le BQI de la RDC entre 2020 et 2025 et quel est son positionnement relatif dans un panel de pays d'Afrique subsaharienne ? Deuxièmement, quelle part de l'inefficience totale relève de la composante persistante (structurelle) plutôt que de la composante variante (conjoncturelle) ? Troisièmement, dans quelle mesure les disparités dans la structure économique des transferts aux provinces compromettent-elles l'équité budgétaire territoriale et les résultats sectoriels ?

L'analyse mobilise les ESB du Ministère du Budget (2020–2024), les données macroéconomiques des Articles IV du Fonds monétaire international (FMI) et du World Economic Outlook (WEO), ainsi que les indicateurs des World Development Indicators (WDI) de la Banque mondiale, de l'Organisation mondiale de la santé (OMS) et de l'UNESCO. Les indicateurs de résultats et le BQI couvrent 2020–2025. Les ESB nationaux s'arrêtant en 2024, les agrégats budgétaires nationaux de 2025 (dépenses totales, ratio au PIB) proviennent du rapport de la Banque Centrale du Congo. Les données provinciales s'arrêtent au 31 décembre 2024. La période nationale (2020–2025) et la période infranationale (situation au 31.12.2024) sont donc distinctes, et chacune est signalée dans les tableaux et figures. L'originalité de l'article est empirique et géographique : il applique conjointement à la RDC un indicateur composite de résultats (BQI), une estimation SFA/GTRE distinguant inefficience persistante et variante, et

une analyse des transferts infranationaux par catégorie économique. Aucune de ces méthodes n'est nouvelle ; leur combinaison reste peu documentée pour le cas congolais. Les sections suivantes présentent successivement la littérature pertinente, la méthodologie, les résultats sur l'évolution des dépenses, l'efficience technique, l'équité infranationale, puis les implications de politique économique.

1. Revue de la littérature

Évaluer la dépense publique d'un État, ce n'est pas simplement mesurer ce qu'il dépense : c'est interroger ce que cette dépense produit, pour qui, et à quel coût d'opportunité. Dans la littérature des finances publiques, cette interrogation se décline en quatre niveaux d'analyse complémentaires. Le premier concerne l'adéquation entre les choix budgétaires et les priorités de développement déclarées : une économie peut afficher une structure de dépenses formellement conforme aux objectifs de développement durable (ODD) tout en allouant l'essentiel de ses crédits à des lignes peu productives. Vient ensuite l'efficience technique, c'est-à-dire la capacité à transformer chaque unité de ressource publique en un résultat mesurable pour la population. L'efficience allocative, troisième niveau, pose une question plus exigeante encore : la combinaison choisie de dépenses maximise-t-elle le bien-être collectif sous la contrainte des ressources disponibles ? Enfin, la soutenabilité s'impose : une dépense peut être efficiente à court terme et insoutenable à moyen terme si elle creuse un déséquilibre fiscal que le cycle économique ne pourra pas résorber.

Ces distinctions, développées notamment par Gupta et al. (2014) ainsi que par Mihaiu et al. (2010), ne sont pas de pures constructions théoriques. Elles permettent de comprendre pourquoi une hausse du taux d'exécution budgétaire (souvent présentée comme un progrès en soi) n'est ni nécessaire ni suffisante pour qualifier une dépense de « qualité ». Exécuter 95% d'un budget en finançant principalement des charges de rémunération rigides et des dépenses de souveraineté améliore le taux d'exécution, pas nécessairement le bien-être des populations. En RDC, ce mécanisme paraît à l'œuvre sur la période 2020–2025 (section 3), ce qui justifie l'approche multidimensionnelle retenue dans cet article.

Sur le plan empirique, Afonso et al. (2005, 2010) ont les premiers construit des indicateurs synthétiques permettant de comparer la performance du secteur public entre pays. Herrera et Ouedraogo (2018) ont prolongé cette démarche vers les pays en développement en proposant le Budget Quality Index. Plus récemment, Caldeira et al. (2021) ont montré, sur un panel de 30 pays d'Afrique

subsaharienne, que la composition sectorielle de la dépense explique davantage les performances publiques que le volume agrégé : ce résultat est intuitif une fois énoncé, mais il reste difficile à faire valoir face aux logiques politiques qui privilégient l'affichage de taux d'exécution élevés.

Deux grandes familles de méthodes s'affrontent dans la littérature sur l'efficience des dépenses publiques, et le choix entre elles n'est pas neutre : il engage des hypothèses épistémologiques sur la nature même de l'inefficience que l'on cherche à mesurer.

D'un côté, les approches non paramétriques, au premier rang desquelles l'analyse par enveloppement des données (Data Envelopment Analysis, DEA) et le Free Disposal Hull (FDH), séduisent par leur souplesse : elles n'imposent aucune forme fonctionnelle à la frontière de production, évitant ainsi les biais de spécification. Elles ont été largement mobilisées pour des comparaisons internationales d'efficience des dépenses publiques, notamment par Afonso et al. (2005) et Herrera et Ouedraogo (2018). Mais cette souplesse a un prix. Ces méthodes attribuent toute déviation par rapport à la frontière efficiente à l'inefficience, sans distinguer l'inefficience réelle du bruit de mesure ; or, dans des pays où la qualité des données administratives est variable, ce biais peut être considérable. Elles ne permettent pas non plus de tests d'hypothèses statistiques rigoureux. Le présent article n'utilise ni la DEA ni le FDH pour l'estimation ; ces méthodes sont mentionnées comme alternatives.

C'est pour dépasser ces limites que les approches paramétriques de frontière stochastique (Stochastic Frontier Analysis, SFA) ont été développées. L'idée centrale, introduite simultanément par Aigner et al. (1977) et par Meeusen et Van den Broeck (1977), consiste à décomposer le terme d'erreur du modèle en deux composantes : l'une aléatoire et symétrique (le bruit statistique), l'autre semi-normale représentant l'inefficience proprement dite. Cette décomposition permet de produire des scores d'efficience individuelle assortis de propriétés statistiques exploitables.

Le modèle Generalised True Random Effects (GTRE), dans la version multi-étapes de Kumbhakar et al. (2014) (voir aussi Colombi et al., 2014, qui en proposent une estimation par maximum de vraisemblance, et Greene, 2005), va plus loin en distinguant, au sein de l'inefficience estimée, une composante persistante (ηi), invariante dans le temps et rattachée aux structures institutionnelles du pays, et une composante variante (uit), propre à chaque année et liée aux fluctuations de l'exécution budgétaire. Pour un pays comme la RDC, où les contraintes institutionnelles sont profondes et durables, cette distinction n'est pas seulement technique : elle conditionne le type de réformes à préconiser.

Pour la RDC, les travaux disponibles demeurent majoritairement institutionnels ou sectoriels. Le PEMFAR (Public Expenditure Management and

Financial Accountability Review) de la Banque mondiale (2008) souligne les faiblesses structurelles de la gestion des finances publiques, notamment la fragmentation des circuits de dépenses et la faible articulation entre nomenclature budgétaire et indicateurs de résultats. L'évaluation PEFA (Public Expenditure and Financial Accountability) de 2019, qui porte sur 2016–2018, conclut à une faible performance de la gestion des finances publiques et à une détérioration globale par rapport à 2012, notamment pour la fiabilité du budget et le contrôle de l'exécution (PEFA, 2019). Des contributions comme celles de Kabamba (2019) ou de Mukadi et Tshibuyi (2022) mettent en relation dépenses publiques et développement humain, mais sans mobiliser des méthodes de frontière stochastique. Plus récemment, des travaux en séries temporelles ont été publiés : Moto Kosarade et Pikadjo Amala (2025) analysent les facteurs explicatifs des dépenses publiques de la RDC par un modèle autorégressif à retards échelonnés (Autoregressive Distributed Lags – ARDL) sur 1990–2023, et Boleilanga Koko et al. (2026) étudient l'effet des dépenses publiques sur la réduction de la pauvreté sur 1974–2024. Ces approches en séries temporelles sont complémentaires de la présente étude, qui privilégie une comparaison de panel, un indicateur composite de résultats et une lecture infranationale.

Il convient de noter, par ailleurs, que les travaux sur la décentralisation montrent des résultats contrastés. Faguet (2004) soutient que la décentralisation peut améliorer l'allocation des ressources lorsque les entités infranationales disposent d'une capacité fiduciaire suffisante. Enikolopov et Zhuravskaya (2007) nuancent ce résultat en soulignant que les gains d'efficience supposent un degré minimal de développement institutionnel. Boetti et al. (2012) montrent que l'autonomie fiscale des collectivités locales influence l'efficience de leurs dépenses. Dans le contexte congolais, où la rétrocession constitutionnelle des ressources aux provinces reste très incomplète, la question de l'équité territoriale et de la capacité réelle d'absorption budgétaire apparaît centrale.

2. Méthodologie et modélisation économique

L'étude s'appuie sur quatre ensembles de données complémentaires. Les ESB, présentés selon la nomenclature COFOG (Classification of the Functions of Government) et produits par le Ministère du Budget pour la période 2020–2024, constituent la première source. Viennent ensuite les données macroéconomiques des Articles IV du FMI, du WEO et de la Banque Centrale du Congo (BCC), dont le rapport fournit les agrégats budgétaires nationaux de 2025. Les indicateurs sectoriels des WDI de la Banque mondiale, de l'OMS et de l'UNESCO,

observés sur 2020–2025, forment le troisième ensemble. Pour les pays du panel autres que la RDC, les parts budgétaires (éducation, santé, investissement) proviennent de l'UNESCO, de l'OMS et des WDI, et non des ESB, qui ne concernent que la RDC ; les dépenses totales rapportées au PIB proviennent du WEO du FMI. Enfin, les ESB relatifs aux charges et transferts par province au 31 décembre 2024 ont été mobilisés pour l'analyse infranationale. Une estimation sur la seule période 2020–2024 est présentée en robustesse (fin de la section 4).

L'usage croisé de ces bases permet de relier le niveau et la composition de la dépense publique aux résultats obtenus en matière d'éducation, de santé et d'infrastructures (tableau 1). Cette stratégie empirique s'inscrit dans le prolongement des approches proposées par Herrera et Ouedraogo (2018) et par Caldeira et al. (2021), qui recommandent d'évaluer la qualité budgétaire à partir d'indicateurs synthétiques de résultats plutôt qu'à partir des seuls montants exécutés.

Tableau 1. Variables, sources et statistiques descriptives (RDC, 2020–2025)

Variable	Dimension	Source	Min	Max	Moy.
BQI composite (0–1)	Indice ACP	WDI/OMS/UNESCO	0,330	0,436	0,383
Dép. totales (% PIB)	Taille état	ESB/FMI	11,42	21,53	16,79
Part Éducation (%)	Composition	ESB/ODEP	19,44	20,83	19,94
Part Santé (%)	Composition	ESB/ODEP	5,77	7,50	6,54
Part Investissement (%)	Composition	ESB	1,39	3,03	2,13
Indice Éducation (0–100)	Résultats	WDI/UNESCO	45,2	60,4	52,2
Indice Santé (0–100)	Résultats	WDI/OMS	28,4	35,8	31,8
Indice Infrastructures (0–100)	Résultats	WDI	22,1	30,2	26,0

Source : calculs des auteurs et (Banque mondiale, 2026 ; BCC, 2026 ; ESB, 2024a, 2024b ; OMS, 2026 ; UNESCO, 2026).

Le BQI est construit en trois étapes. La première consiste à normaliser les indicateurs de base en fonction des bornes observées sur le panel, puis à les agréger en trois indices sectoriels (annexe A). La deuxième extrait la première composante principale à l'aide d'une ACP. La troisième exprime l'indicateur synthétique sur une échelle de 0 à 100 (0 à 1 dans les tableaux). Dans le recalcul documenté en annexe A, la première composante explique environ 57% de la variance totale, ce qui indique une structure dominante unique mais modérée ; l'alpha de Cronbach (0,62) et l'indice de Kaiser–Meyer–Olkin (KMO, 0,62) confirment une fiabilité et une adéquation moyennes. Comme l'indice est normalisé sur les valeurs extrêmes du panel, il dépend de la composition de l'échantillon ; la robustesse à une transformation logit est examinée à la fin de la section 4.

L'indice d'éducation agrège le taux d'achèvement du primaire et le taux d'alphabétisation des adultes. L'indice de santé combine l'espérance de vie à la naissance, la mortalité infantile et la mortalité maternelle (après inversion des variables de mortalité, afin que des valeurs plus élevées correspondent à de meilleures performances). L'indice d'infrastructures retient l'accès à l'électricité et l'accès à l'eau potable. Cette architecture permet d'appréhender la qualité de la dépense à travers des résultats observables dans les principaux secteurs sociaux et productifs (figure 1).

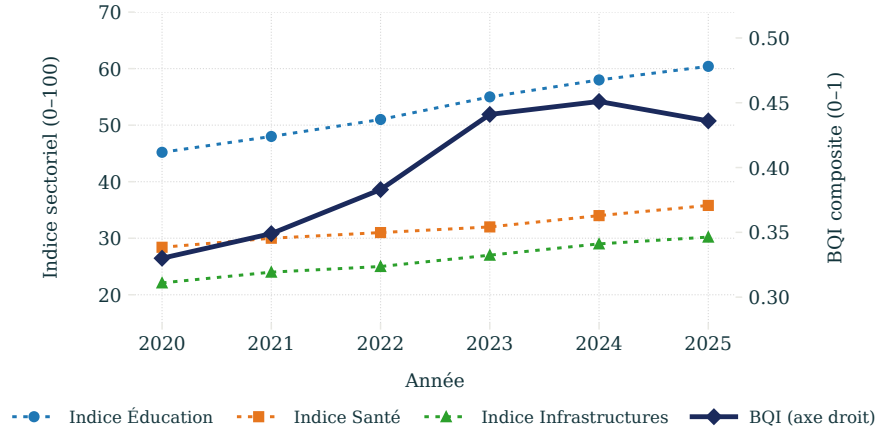


Figure 1. BQI composite et indices sectoriels (RDC, 2020–2025)

Source : calculs des auteurs et (Banque mondiale, 2026 ; OMS, 2026 ; UNESCO, 2026).

Pourquoi retenir le modèle GTRE plutôt qu'une spécification SFA plus standard ? La réponse tient à la question posée. Si l'on voulait simplement mesurer l'efficience moyenne de la RDC dans un panel, un modèle à effets fixes ou aléatoires avec un terme d'inefficience suffirait. Mais l'enjeu analytique est ici différent : il s'agit de comprendre si l'écart à la frontière efficiente reflète des rigidités structurelles durables (auquel cas l'injection de ressources supplémentaires ne peut, seule, améliorer les résultats) ou des perturbations de gestion conjoncturelles (auquel cas des mesures correctives de court terme peuvent suffire). Le GTRE permet d'aborder cette question.

La frontière de production est définie avec le BQI normalisé comme variable d'output et quatre inputs : les dépenses publiques totales rapportées au PIB (*GovSizeit*), la part budgétaire allouée à l'éducation (*EduShareit*), celle allouée à la santé (*HealthShareit*) et celle allouée à l'investissement public (*InvShareit*), où i désigne le pays ($i = 1, \ldots, 14$) et t l'année ($t = 2020, \ldots, 2025$). Ces quatre

inputs ont été retenus sur la base de leur pertinence théorique dans les travaux de Herrera et Ouedraogo (2018) et de Caldeira et al. (2021), et de leur disponibilité sur l'ensemble du panel. Les trois parts sont exprimées en pourcentage du budget total et ne s'additionnent pas à 100% (le complément regroupe les autres fonctions) ; elles restent toutefois liées par la contrainte budgétaire, ce qui pose un problème de colinéarité examiné à la fin de la section 4.

La spécification du modèle s'écrit :

$$BQIit = \beta 0 + \beta 1\ GovSizeit + \beta 2\ EduShareit + \\ + \beta 3\ HealthShareit + \beta 4\ InvShareit + \alpha i - \eta i - uit + vit \qquad (1)$$

Le terme αi capture les effets fixes inobservés propres à chaque pays (différences de dotation en capital physique et humain, héritages institutionnels). Le terme ηi représente l'inefficience persistante, c'est-à-dire un déficit structurel stable dans le temps, indépendant des fluctuations annuelles de l'exécution budgétaire. Le terme uit capte l'inefficience variante, soit les écarts conjoncturels à la trajectoire d'efficience propre au pays. Enfin, vit est le bruit stochastique symétrique. Les lois usuelles sont retenues : vit suit une loi normale centrée d'écart-type σv, tandis que uit et ηi suivent des lois semi-normales de paramètres σu et $\sigma \eta$; ici, $\sigma \eta$ est approché par l'écart-type empirique des $\hat{\eta} i$ sur les 14 pays. L'écriture de l'équation (1) en niveau suppose que ηi et uit se lisent en points de BQI ; l'interprétation TE = exp(−η) comme rapport entre l'output observé et l'output de la frontière n'est stricte que si la variable dépendante est en logarithme, spécification examinée en robustesse. L'identification de ηi suppose que l'hétérogénéité propre au pays (αi) est séparable de l'inefficience persistante, ce que seule l'hypothèse de distribution sur ηi permet, et que uit est indépendant dans le temps. Avec 14 pays, la composante persistante repose sur 14 valeurs seulement : ses estimations doivent être lues comme indicatives. L'efficience technique totale se décompose comme suit :

$$TEit^{tot} = \exp(-\eta i) \cdot \exp(-uit) = TEi^{pers} \cdot TEit^{var} \qquad (2)$$

L'estimation suit la procédure séquentielle en trois étapes de Kumbhakar et al. (2014). Dans la première étape, une régression à effets fixes par transformation within isole les résidus $\hat{\varepsilon} it$ et les effets fixes corrigés ĉi. La deuxième étape récupère les scores d'inefficience variante par maximum de vraisemblance, en utilisant l'estimateur de Jondrow et al. (1982), noté JLMS, pour obtenir $E(uit \mid \hat{\varepsilon} it)$. La troisième étape applique la même logique aux effets fixes corrigés pour identifier la composante persistante. Cette procédure permet de séparer les deux sources d'inefficience sans que l'estimation de l'une ne vienne contaminer celle

de l'autre. Les calculs de contrôle de la section 4 sont réalisés sous Python 3.12.8 (numpy 1.26.4, pandas 2.2.3, scipy 1.13.1).

3. Évolution des dépenses publiques en RDC (2020–2025)

Entre 2020 et 2025, les dépenses publiques de la RDC ont presque triplé en valeur nominale, passant de 5,22 à 15,5 milliards USD (BCC, 2026 ; ESB, 2024a). Rapportées au PIB, elles augmentent de 11,4% à 21,5% (ESB, BCC) (figure 2). Cette progression est liée à la hausse des recettes minières, à l'intensification des appuis budgétaires des partenaires techniques et financiers, ainsi qu'au déploiement du Programme de Développement Local des 145 Territoires. Le taux d'exécution global atteint 96,5% en 2023, ce qui marque une amélioration sensible par rapport aux exercices antérieurs (ESB).

Ces chiffres appellent cependant à la prudence. Barro (1990) l'a montré de longue date : la taille de l'État n'est pas neutre sur la croissance et le bien-être, mais ses effets dépendent étroitement de la composition productive de la dépense (voir aussi Lee, 1992). Or, en RDC, les dépenses sociales prioritaires ne représentent que 28,6% du total en 2025, contre 25,0% en 2020 : une progression modeste qui ne compense pas les rigidités structurelles de la composition budgétaire.

L'examen de la structure fonctionnelle COFOG révèle une image plus nuancée que ne le laissent voir les agrégats. Les services généraux et le bloc défense-sécurité

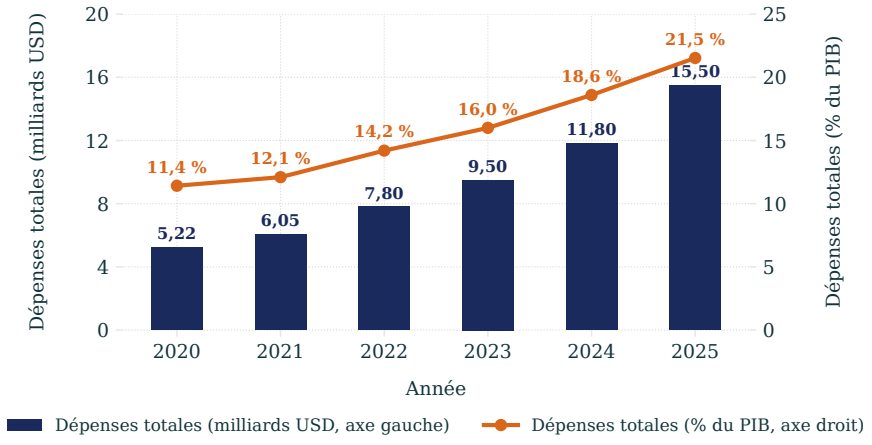


Figure 2. Évolution des dépenses publiques totales RDC (2020–2025)

Source : calculs des auteurs et (BCC, 2026 ; ESB, 2024a).

ont continué d'absorber environ 52% des crédits en 2025 (figure 3). La part de l'éducation a progressé de 19,4% à 20,8%, mais cette hausse s'explique pour l'essentiel par l'intégration de nouveaux enseignants dans la masse salariale dans le cadre de la gratuité scolaire : elle gonfle le numérateur sans nécessairement traduire une amélioration de la qualité des services éducatifs.

Cette structure de dépense suggère que l'accroissement budgétaire a été absorbé, pour une large part, par des postes rigides. Or la littérature montre que l'investissement public et le capital humain constituent des déterminants essentiels de l'efficience des dépenses publiques (Herrera & Ouedraogo, 2018 ; Shelton, 2007). Une structure dominée par les dépenses incompressibles réduit donc mécaniquement le rendement social des crédits exécutés.

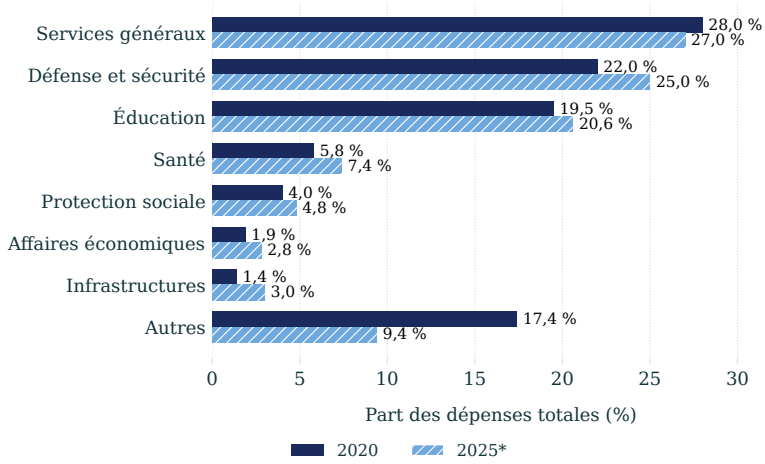


Figure 3. Composition fonctionnelle des dépenses RDC (% total, 2020 vs 2025)

Source : calculs des auteurs et (BCC, 2026 ; ESB, 2024a).

Le BQI de la RDC progresse de 0,330 à 0,436 entre 2020 et 2025, soit une hausse de 32%. En points d'indice sectoriel, l'éducation enregistre la progression la plus soutenue (de 45,2 à 60,4), suivie des infrastructures (de 22,1 à 30,2) et de la santé (de 28,4 à 35,8). Cette dynamique reste positive, mais elle demeure insuffisante pour rattraper le retard vis-à-vis de la moyenne du panel subsaharien, estimée à environ 0,55 (figure 4).

Ce qui interpelle davantage, c'est la nature transversale du retard. Il ne se concentre pas sur un seul secteur, ce qui permettrait une lecture sectorielle simple, mais affecte simultanément l'éducation, la santé et les infrastructures, ce qui renvoie à des contraintes systémiques de gouvernance. Caldeira et al. (2021) font un constat analogue : c'est rarement un déficit sectoriel unique

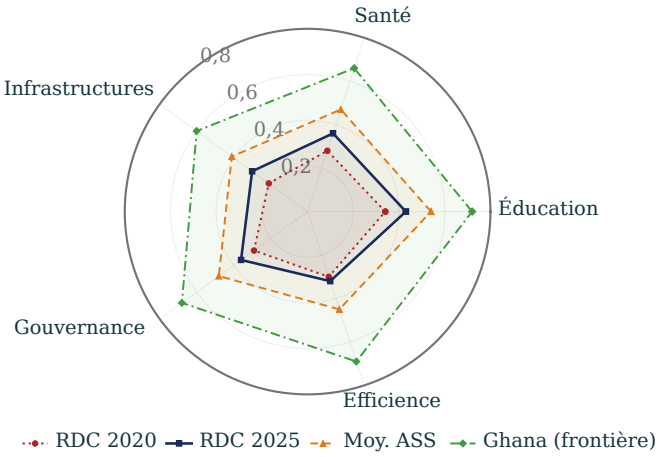


Figure 4. Positionnement BQI multidimensionnel : RDC vs références régionales (2020 vs 2025)

Source : calculs des auteurs à partir de (Banque mondiale, 2026 ; OMS, 2026 ; UNESCO, 2026).

qui explique le retard, mais l'accumulation de contraintes institutionnelles, organisationnelles et budgétaires qui se renforcent mutuellement.

4. Efficience des dépenses publiques : approche SFA/GTRE

L'estimation du modèle GTRE suit la procédure séquentielle décrite en section 2. Les scores d'efficience persistante sont obtenus à partir des effets fixes corrigés $\hat{c}i$: $\hat{\eta}i = \hat{c}^* - \hat{c}i$, avec $\hat{c}^* = 0{,}599$ (0,597 à 0,600 selon les arrondis du tableau 3) et $\hat{\eta}i$ borné à zéro pour le Ghana, dont $\hat{c}i$ (0,629) dépasse $\hat{c}^*$. Le classement des pays dépend donc de celui des effets fixes corrigés ; la valeur de $\hat{c}^*$ fixe le niveau des scores, pas leur ordre.

Dans un contexte comme celui de la RDC, cette distinction est substantielle : si l'inefficience est principalement persistante, alors l'augmentation des crédits, même importante, ne peut produire que des gains limités tant que les institutions budgétaires ne sont pas réformées en profondeur.

L'estimation est réalisée sur un panel de 14 pays d'Afrique subsaharienne (ASS) observés sur six années, soit 84 observations. Dans l'estimation publiée (tableau 2), les quatre inputs sont significatifs aux seuils conventionnels de 1% à 5% ; dans la ré-estimation de contrôle, seuls l'éducation et l'investissement le sont. La taille de l'État (dépenses/PIB) affiche $\beta 1 = 0{,}007^{***}$; la part éducation

$\beta 2$ = 0,011** ; la part investissement $\beta 4$ = 0,029**. L'investissement public apparaît ainsi comme la composante budgétaire la plus fortement associée au BQI dans le panel, en cohérence avec Barro (1990) et Lee (1992). La part santé affiche $\beta 3$ = −0,024**. Ce signe négatif est contraire à l'attendu. Il peut refléter une inefficience de la dépense de santé (le taux d'exécution sanitaire en RDC est de 54% sur 2020–2022 selon l'ODEP, 2023), mais cette explication n'est pas démontrée. Il peut aussi résulter de la colinéarité entre les parts budgétaires : dans la ré-estimation de contrôle, le coefficient de la santé est négatif et non significatif, et son signe change selon la spécification (voir « Robustesse et limites » ci-après). Il est donc interprété comme une corrélation conditionnelle et non comme un effet causal. Le R^2 within publié est de 0,921.

Tableau 2. Résultats de l'étape 1 SFA/GTRE (Kumbhakar et al., 2014), panel de 14 pays d'Afrique subsaharienne (ASS)

Variables	BQI – Col. I	BQI – Col. II	BQI – Col. III
Dép. totales/PIB (%)	0,007*** (0,0003)	0,007*** (0,0003)	0,007*** (0,0003)
Part Éducation (%)	0,011** (0,0004)	0,011** (0,0004)	–
Part Santé (%)	–0,024** (0,0008)	–0,024** (0,0008)	–0,024** (0,0008)
Part Investissement (%)	0,029** (0,0012)	0,029** (0,0012)	0,029** (0,0012)
Constante	0,531*** (0,0172)	0,512*** (0,0157)	0,598*** (0,0147)
Observations	84	84	84
R^2 within	0,921	0,907	0,895
Nombre de pays	14	14	14
σ_u (Étape 2)	0,00734	0,00734	0,00734

Source : (estimations des auteurs sous Python 3.12.8, selon la procédure en trois étapes de Kumbhakar et al. (2014) ; panel de 14 pays d'Afrique subsaharienne, 2020-2025 (84 observations).

Les paramètres d'inefficience publiés indiquent σu = 0,007 et σv = 0,003 (λ = 2,37). Les scores TEvar de la RDC varient entre 0,989 et 0,999 : l'inefficience conjoncturelle ne dépasse donc pas 1% (figure 5). Cette valeur est quasi mécanique : avec σu = 0,007, l'espérance d'une loi semi-normale est $\sigma u\sqrt{(2/\pi)} \approx 0{,}0056$, soit $\exp(-0{,}0056) \approx 0{,}994$, valeur commune à presque tous les pays du tableau 3. La composante variante est donc estimée très proche de zéro. Les $\hat{\eta}i$ se calculent comme $\hat{\eta}i = \hat{c}^* - \hat{c}i$, avec $\hat{c}^*$ = 0,599 et une borne à zéro ; leur écart-type empirique sur les 14 pays, retenu comme $\sigma\eta$, est de 0,226. Ainsi $\sigma\eta^2$ = 0,051 représente 99,9% de $\sigma\eta^2 + \sigma u^2$. Pour la RDC, $\hat{\eta}$ = 0,463

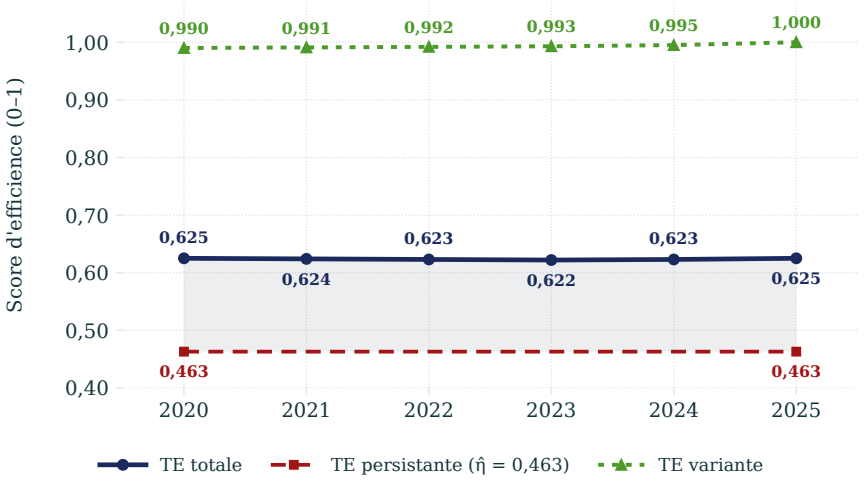


Figure 5. Décomposition de l'efficience technique persistante et variante, RDC (2020–2025), Unité : score d'efficience (0-1)

Source : calculs des auteurs (estimation SFA/GTRE ; Kumbhakar et al., 2014).

Tableau 3. Scores d'efficience SFA/GTRE (moyennes 2020–2025). Frontière : Ghana

Pays	Effet fixe *ĉi*	TE persistante	TE variante (moy.)	TE totale (moy.)
Ghana	0,629	1,000	0,994	0,994
Cameroun	0,528	0,931	0,994	0,925
Éthiopie	0,522	0,926	0,994	0,920
Sénégal	0,428	0,842	0,994	0,836
Rwanda	0,416	0,833	0,994	0,827
Tanzanie	0,410	0,828	0,994	0,822
Côte d'Ivoire	0,335	0,768	0,994	0,762
Togo	0,329	0,763	0,994	0,758
Kenya	0,325	0,760	0,994	0,755
RDC	0,136	0,630	0,993	0,625
Madagascar	0,115	0,616	0,995	0,611
Mali	0,020	0,560	0,994	0,556
Mozambique	−0,044	0,526	0,994	0,522
Burkina Faso	−0,116	0,489	0,994	0,486
Moyenne panel	—	0,748	0,994	0,743

Source : calculs des auteurs (estimation SFA/GTRE).

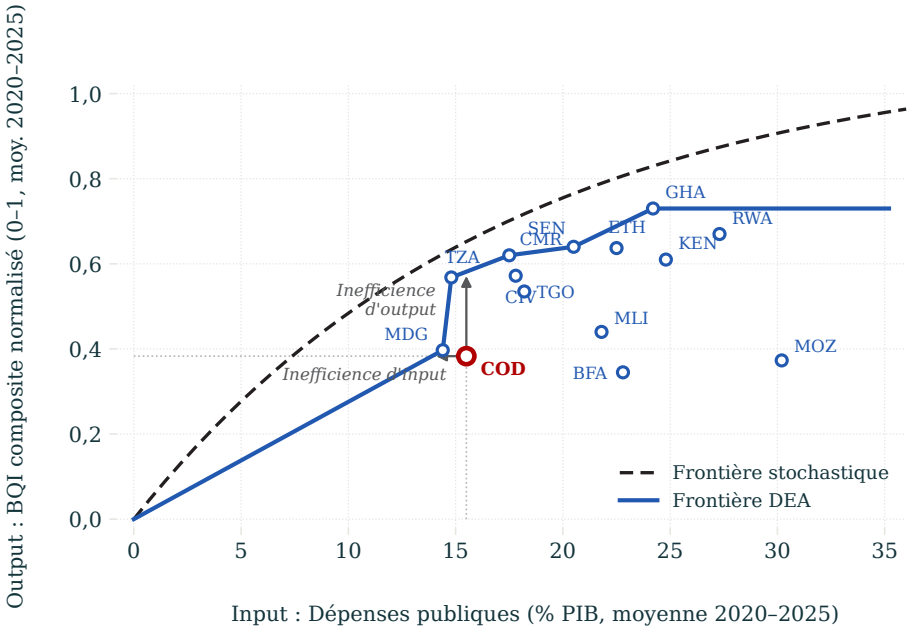


Figure 6 : Positionnement SFA des 14 pays d'Afrique subsaharienne (moyenne 2020–2025), Unités : dépenses totales (% du PIB) et BQI normalisé (0–1)

Note : Le point rouge (COD) est positionné aux coordonnées (16,8 ; 0,383), correspondant respectivement à la dépense publique moyenne en % du PIB et au BQI composite moyen normalisé de la RDC sur la période 2020–2025.

Source : calculs des auteurs à partir de l'estimation SFA/GTRE.

et TEpers = exp(−0,463) = 0,630, soit 37% d'inefficience persistante, ce qui correspond à un écart de 59% entre le niveau actuel et la frontière. Ce résultat est à lire avec prudence : la ré-estimation de contrôle présentée plus bas montre que la composante variante n'est pas identifiée et que le classement des pays dépend de la spécification.

Avec une efficience totale moyenne de 0,625 (2020–2025), la RDC se situe au 10e rang sur 14 pays, contre une moyenne de panel de 0,743 pour la même grandeur (figure 6). Le Ghana définit la frontière efficiente, tandis que le Cameroun, l'Éthiopie, le Sénégal et le Rwanda affichent des niveaux nettement supérieurs. La RDC se situe toutefois au-dessus de Madagascar, du Mali, du Mozambique et du Burkina Faso.

Le résultat le plus marquant réside dans le différentiel de rendement implicite. En théorie, la RDC pourrait accroître son BQI d'environ 59% à ressources

inchangées en atteignant la frontière ($1/0{,}630 - 1 \approx 0{,}59$), sous réserve que $TE = \exp(-\eta)$ se lise comme un rapport entre l'output observé et celui de la frontière (voir section 2). Ce chiffre ne doit pas être confondu avec le taux d'inefficience persistante de 37% (1 – 0,630), qui mesure l'écart relatif par rapport à la frontière. Ce gain potentiel est supérieur à la hausse du BQI observée entre 2020 et 2025 (32%), alors que les dépenses nominales ont presque triplé : cet écart est compatible avec un rendement marginal décroissant des dépenses publiques en l'absence de réformes de gouvernance.

5. Équité infranationale des dépenses publiques

L'analyse des ESB au 31/12/2024 révèle une structure infranationale dominée par les charges de rémunération, avec une moyenne de 77,8% pour l'ensemble des 26 provinces. Ce déséquilibre rejoint un phénomène documenté dans plusieurs pays en développement : Chaudhury et al. (2006) relèvent, en moyenne, environ 19% d'enseignants et 35% d'agents de santé absents lors de visites inopinées, ainsi que des agents présents mais inactifs, ce qui montre que le versement des salaires ne garantit pas la prestation de services. Huit provinces sur 26 franchissent le seuil de rigidité de 80% et dix se situent entre 70% et 80%. Kinshasa (89,0%) et Kwilu (88,9%) affichent la rigidité la plus élevée, ce qui est paradoxal pour la capitale, où la concentration d'agents de l'État est la plus forte. Nord-Ubangi (54,0%) et Kongo Central (55,4%) présentent la structure la plus diversifiée (figure 7) ; l'article n'établit pas l'origine de cette diversification, qui peut tenir à des cofinancements de partenaires extérieurs.

Lorsque 80% à 89% des ressources transférées sont absorbées par la masse salariale, les dotations pour médicaments essentiels, fournitures scolaires et maintenance des infrastructures deviennent très réduites. Les données suggèrent, sans le démontrer formellement, que les provinces dépassant le seuil de 80% enregistrent les indicateurs sectoriels les plus faibles : l'absence d'une variable instrumentale appropriée empêche de formaliser ce lien sur le plan économétrique, qui reste ici descriptif.

Les disparités observées entre provinces ne relèvent pas d'un simple arbitraire de répartition. Elles reflètent des héritages administratifs, des différentiels de masse salariale historique, des écarts de capacités institutionnelles locales et un accès inégal aux financements des partenaires. Dans ce contexte, la règle constitutionnelle de rétrocession ne suffit pas à garantir l'équité si les transferts effectifs ne sont ni prévisibles, ni liés aux besoins territoriaux réels ; le mémorandum économique-pays de la Banque mondiale (2023) relève lui aussi un

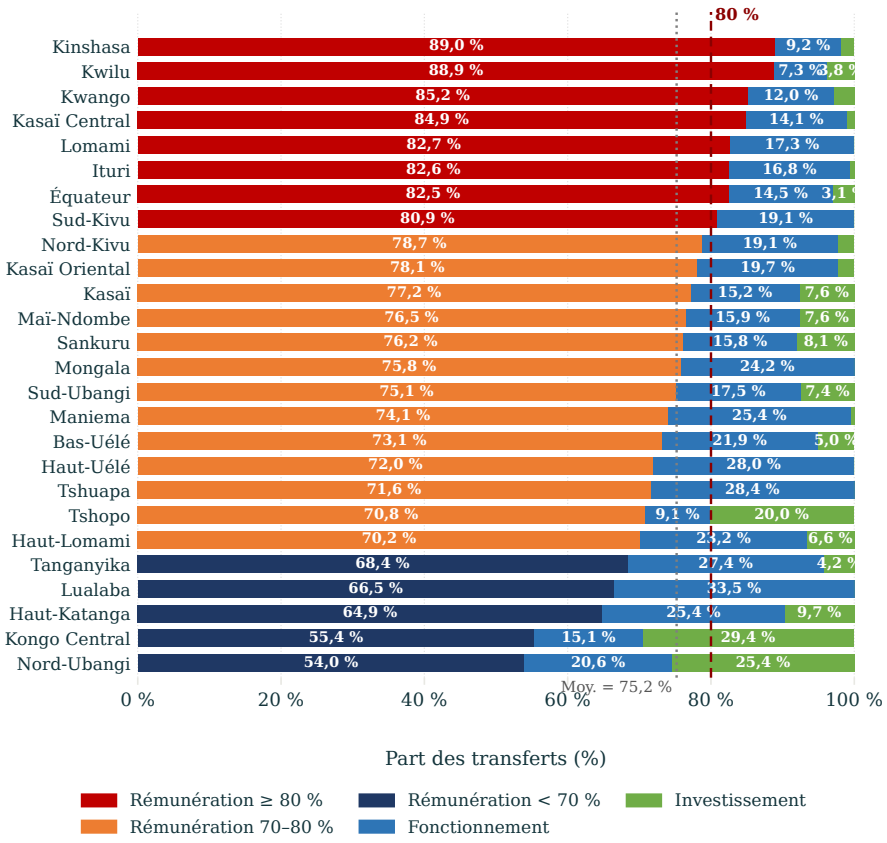


Figure 7. Structure économique des transferts par province, RDC (2024, 26 provinces)

Note : situation au 31/12/2024 ; 26 provinces ; seuil de rigidité = 80% des transferts consacrés à la rémunération.

Source : calculs des auteurs et (ESB, 2024b).

manque d'équité dans les transferts de ressources et de fortes disparités dans leur exécution.

6. Discussion : déterminants de l'inefficience budgétaire

Les résultats obtenus s'inscrivent dans une convergence partielle avec la littérature existante. Caldeira et al. (2021) trouvent une efficience moyenne plus faible pour l'Afrique subsaharienne, mais la différence s'explique par une composition

d'échantillon plus resserrée. En revanche, la domination de l'inefficience persistante est cohérente avec leurs conclusions : les défaillances budgétaires africaines relèvent souvent de rigidités institutionnelles plus que de chocs transitoires, sous réserve des limites de la section 4 (composante variante non identifiée, classement sensible à la spécification).

La comparaison avec le Rwanda (TEpers = 0,833) est instructive non pas comme référence idéalisée, mais comme preuve de faisabilité : un État africain à faible revenu peut atteindre un niveau élevé d'efficience budgétaire persistante après des réformes cohérentes de gestion des finances publiques (de Renzio & Dorotinsky, 2007 ; Munyemana, 2018). Le modèle, qui suppose ηi constant sur la période, ne permet pas de dater cette évolution, et le rang du Rwanda dépend lui aussi de la spécification.

Trois mécanismes explicatifs de l'inefficience persistante méritent d'être distingués ; ils constituent des hypothèses d'interprétation, que l'article ne teste pas. Le premier est la fragmentation budgétaire : plusieurs circuits de dépenses coexistent, soit le budget formel retracé dans le SIGFIP, des dépenses extrabudgétaires portées par certaines régies ou entreprises publiques, et des financements extérieurs partiellement hors budget. Cette coexistence produit une opacité structurelle qui affaiblit le suivi de l'exécution et multiplie les points de fuite. Le deuxième mécanisme est le dualisme fiscal : une fiscalité formelle administrée par les régies financières cohabite avec une économie informelle très vaste, ce qui réduit la prévisibilité des recettes et fragilise la programmation pluriannuelle. Le troisième tient à la faiblesse du contrôle interne et externe : les fonctions d'audit et d'inspection existent juridiquement, mais demeurent limitées dans leurs capacités humaines et institutionnelles.

Le présent travail est descriptif et comparatif. Croiser le BQI et les scores d'efficience avec la pauvreté, l'éducation, l'investissement, les ressources naturelles et les infrastructures, et prolonger l'analyse par des séries temporelles longues (Boleilanga Koko et al., 2026 ; Moto Kosarade & Pikadjo Amala, 2025), constituent des pistes de recherche futures. Ces croisements dépassent le périmètre de cet article, centré sur la mesure de la qualité de la dépense.

Conclusion et recommandations

Revenons à la question de départ. Les dépenses publiques de la RDC ont presque triplé entre 2020 et 2025. Le BQI, lui, n'a progressé que de 32% : de 33,0 à 43,6 sur 100. Ce décalage indique que l'accroissement des ressources bute contre des rigidités institutionnelles que les volumes budgétaires ne peuvent absorber

seuls. Les estimations suggèrent que l'écart à la frontière relève surtout de différences stables entre pays plutôt que de chocs transitoires : la composante variante n'est pas identifiée. En revanche, le niveau des scores et le rang de la RDC (inefficience persistante de 37%, $\hat{\eta} = 0{,}463$; TEpers = 0,630) dépendent de la spécification et doivent être lus avec prudence (section 4).

Ces blocages opèrent à deux niveaux. Au niveau central, la fragmentation des circuits budgétaires réduit la cohérence et la traçabilité de l'action publique, tandis que la faiblesse du contrôle interne en amplifie les effets, comme le relève l'évaluation PEFA de 2019, qui souligne la faiblesse des contrôles internes des dépenses non salariales et du contrôle de l'exécution du budget (PEFA, 2019). Au niveau infranational, 13 provinces sur 26 absorbent plus de 80% de leurs transferts en charges de rémunération, ne laissant qu'une marge très faible pour les dépenses opérationnelles et d'investissement.

Trois orientations de réforme découlent de ces résultats. La plus urgente consiste à rétablir une marge opérationnelle minimale au niveau provincial, en fiabilisant la chaîne de la paie et en instaurant un plafonnement progressif de la part des transferts absorbée par la rémunération. À moyen terme, il convient de revaloriser la composition budgétaire nationale en faveur de l'investissement public, composante la plus fortement associée au BQI dans le panel : la RDC y consacre en moyenne 2,1% du budget sur 2020–2025, contre 5,6% pour le Ghana et 8,6% pour le Cameroun. À plus long terme, la gouvernance globale appelle des réformes profondes : déploiement intégral du SIGFIP dans les 26 provinces, consolidation de la budgétisation axée sur les résultats et élargissement de la base fiscale.

En définitive, améliorer la qualité de la dépense publique en RDC ne passe pas principalement par un accroissement supplémentaire des crédits : l'expérience de la période 2020–2025 est cohérente avec cette lecture. Cela passe par une transformation des mécanismes institutionnels qui convertissent la dépense en résultats. L'enjeu n'est donc pas seulement budgétaire. Il est organisationnel, politique et territorial.

References

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2005). Public sector efficiency: An international comparison. *Public Choice*, *123*(3–4), 321–347.

Afonso, A., Schuknecht, L., & Tanzi, V. (2010). Public sector efficiency: Evidence for new EU member states and emerging markets. *Applied Economics*, *42*(17), 2147–2164.

Aigner, D., Lovell, C. A. K., & Schmidt, P. (1977). Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics*, *6*(1), 21–37.

Banque mondiale. (2008). *République Démocratique du Congo – revue des dépenses publiques et de la responsabilité financière (PEMFAR)*. http://documents.worldbank.org/curated/en/701411468234300951

Banque mondiale. (2023). *Le Mé*morandum économique pour la République Démocratique du Congo. https://www.banquemondiale.org/fr/country/drc/publication/country-economic-memorandum-democratic-republic-of-congo-afe-drc

Banque mondiale. (2026). *World Development Indicators*. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, *98*(5), S103–S125.

BCC (Banque Centrale du Congo). (2026). *Rapport annuel 2025*. https://www.bcc.cd

Boetti, L., Piacenza, M., & Turati, G. (2012). Decentralization and local government performance: How does fiscal autonomy affect spending efficiency? *FinanzArchiv*, *68*(3), 269–302.

Boleilanga Koko, H., Ramazani Bin-Sabiti, J. P., & Lelo Di-Mboko, R. C. (2026). Dépenses publiques et réduction de la pauvreté en République Démocratique du Congo: Une analyse en séries temporelles (1974–2024). *African Scientific Journal*, *3*(35), 615–626. https://doi.org/10.5281/zenodo.19283830

Caldeira, E., Compaoré, A., & Diarra, G. (2021). Quality of public spending in sub-Saharan Africa: An assessment from a new multidimensional index. *Journal of Development Studies*, *57*(7), 1040–1062.

Chaudhury, N., Hammer, J., Kremer, M., Muralidharan, K., & Rogers, F. H. (2006). Missing in action: Teacher and health worker absence in developing countries. *Journal of Economic Perspectives*, *20*(1), 91–116. https://doi.org/10.1257/089533006776526058

Colombi, R., Kumbhakar, S. C., Martini, G., & Vittadini, G. (2014). Closed-skew normality in stochastic frontiers with individual effects and long/short-run efficiency. *Journal of Productivity Analysis*, *42*(2), 123–136. https://doi.org/10.1007/s11123-014-0386-y

de Renzio, P., & Dorotinsky, W. (2007). *Tracking progress in the quality of PFM systems in HIPCs: An update on past assessments*. ODI / World Bank.

Enikolopov, R., & Zhuravskaya, E. (2007). Decentralization and political institutions. *Journal of Public Economics*, *91*(11–12), 2261–2290.

ESB. (2024a). États *de suivi budgétaire, exercices 2020 à 2024 (données administratives)*. Ministère du Budget, République Démocratique du Congo.

ESB. (2024b). États *de suivi budgétaire: charges et transferts par province, situation au 31 décembre 2024 (données administratives)*. Ministère du Budget, République Démocratique du Congo.

Faguet, J. P. (2004). Does decentralization increase government responsiveness to local needs? Evidence from Bolivia. *Journal of Public Economics*, *88*(3–4), 867–893.

Greene, W. (2005). Reconsidering heterogeneity in panel data estimators of the stochastic frontier model. *Journal of Econometrics*, *126*(2), 269–303. https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2004.05.003

Gupta, S., Clements, B., & Inchauste, G. (Eds.). (2014). *Helping countries develop: The role of fiscal policy*. International Monetary Fund.

Herrera, S., Isaka, H., & Ouedraogo, A. (2018). *Efficiency of public spending in education, health, and infrastructure: An international benchmarking exercise*. Policy Research Working Paper, 8586. https://ideas.repec.org/p/wbk/wbrwps/8586.html

Jondrow, J., Lovell, C. A. K., Materov, I., & Schmidt, P. (1982). On the estimation of technical inefficiency in the stochastic frontier production function model. *Journal of Econometrics*, *19*(2–3), 233–238.

Kabamba, B. (2019). Dépenses publiques et développement humain en RDC. *Revue Congolaise d'Économie*, *14*(2), 45–72.

Kumbhakar, S. C., Lien, G., & Hardaker, J. B. (2014). Technical efficiency in competing panel data models: A study of Norwegian grain farming. *Journal of Productivity Analysis*, *41*(2), 321–337.

Lee, J. W. (1992). Optimal size and composition of government spending. *Journal of the Japanese and International Economies*, *6*(4), 423–439.

Meeusen, W., & Van den Broeck, J. (1977). Efficiency estimation from Cobb–Douglas production functions with composed error. *International Economic Review*, *18*(2), 435–444.

Mihaiu, D. M., Opreana, A., & Cristescu, M. P. (2010). Efficiency, effectiveness and performance of the public sector. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, *4*(1), 132–147.

Moto Kosarade, J., & Pikadjo Amala, C. (2025). Dépenses publiques en République Démocratique du Congo: Une analyse des facteurs explicatifs par le modèle Autoregressive Distributed Lags sur la période de 1990 à 2023. *Revue Française d'Economie et de Gestion*, *6*(11), 2485. https://www.revuefreg.fr/index.php/home/article/view/2485

Mukadi, F., & Tshibuyi, M. (2022). Qualité des dépenses publiques et développement humain en RDC. *Annales de l'Université de Kinshasa*, *12*(1), 88–114.

Munyemana, C. (2018). *The impact of Smart IFMIS on public financial management in Rwanda* (Mémoire de master). University of Rwanda.

ODEP (Observatoire de la dépense publique). (2023, mai). *Contrôle citoyen de l'exécution des dépenses publiques des secteurs sociaux et des secteurs productifs, période 2020–2022: Nécessité de mettre en œuvre le budget programme*. https://7sur7.cd/sites/default/files/2023-05/Synth%C3%A8se%20rapport%20d%27analyse_budget%202020-2022_0.pdf

OMS. (2026). *Global Health Observatory data repository (base de données)*. https://www.who.int/data/gho

PEFA. (2019). *République Démocratique du Congo:* É*valuation de la gestion des finances publiques selon le cadre PEFA 2016. Rapport final*. https://www.pefa.org/node/3851

Shelton, C. A. (2007). The size and composition of government expenditure. *Journal of Public Economics*, *91*(11–12), 2230–2260.

UNESCO. (2026). *Data for the Sustainable Development Goals*. Base de données de l'Institut de statistique de l'UNESCO. https://uis.unesco.org/

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE 2026, VOL. 11, N°1

https://doi.org/10.18559/RIELF.2026.1.4185

Protégées par le savoir et autonomisées par le travail ? : Éducation, emploi et exposition à la violence conjugale au Sénégal

Protected by knowledge and empowered by work?: Education, employment, and intimate partner violence in Senegal

Mamaye THIONGANE

Université Cheikh Anta Diop de Dakar[1], Sénégal
Laboratoire d'Économie Publique
mamaye.thiongane@ucad.edu.sn
https://orcid.org/0009-0009-5953-9020

Abstract

Purpose: This article investigates the potential role of education and employment in preventing domestic violence in Senegal. Following an examination of socioeconomic factors, the study delves into how differences in educational attainment and job status within couples impact intimate partner violence.

Design/methodology/approach: Using data from the 2019 Demographic and Health Survey (DHS), logistic regression analysis is adopted.

Findings: The result reveal that women's education and professional occupation serve as protective factors against intimate partner violence (IPV). Furthermore, the likelihood of experiencing emotional, physical, or sexual violence decreases when women have higher levels of education than their husbands or when they are employed.

Originality/value: These findings underscore the importance of policies aimed at enhancing human capital through education and active labour market initiatives to mitigate partner violence.

Keywords: intimate partner violence, education gap, employment status.

Résumé

Objectif : Cet article examine le rôle potentiel de l'éducation et de l'emploi dans la prévention de la violence conjugale au Sénégal. Au-delà des facteurs socioéconomiques,

[1] BP 5683, Dakar-Fann, Sénégal.

ce papier analyse le rôle des différences d'éducation et d'emploi dans l'explication de la violence conjugale.

Conception/méthodologie/approche : À partir des données de l'Enquête Démographique et de Santé (EDS) de 2019, une régression logistique a été utilisée.

Résultats : Les résultats montrent que le niveau d'éducation et la profession des femmes constituent des facteurs de protection contre la violence conjugale. De plus, le risque de subir des violences psychologiques, physiques ou sexuelles diminue lorsque les femmes ont un niveau d'éducation supérieur à celui de leur mari ou lorsqu'elles sont occupées.

Originalité/valeur : Ces résultats soulignent l'importance des politiques visant à renforcer le capital humain par le biais de l'éducation et d'initiatives actives sur le marché du travail afin de réduire la violence conjugale.

Mots-clés : violence conjugale, écart d'éducation, situation d'emploi.

JEL classification : I21, I31, J12, J16, J21.

Introduction

L'Organisation mondiale de la santé (OMS, 2010) considère que la violence entre partenaires intimes (VPI) comme des « actes d'agression physique, de coercition sexuelle, de violence psychologique et de contrôle dans le cadre d'une relation intime causant des dommages physiques, sexuels ou psychologiques ». Dans le cadre de l'objectif de développement durable 5 (ODD 5) relatif à l'égalité de genre et l'autonomisation des femmes et des filles, il y est ciblé l'élimination de toutes les formes de violence (physique, sexuel ou psychologique) à l'égard des femmes et des filles. Toutefois, à l'échelle mondiale, 30% des femmes âgées de 15 ans et plus ont eu à subir au moins une fois des violences (sexuelles et/ou physiques) de la part de leur partenaire intime et/ou des violences sexuelles en dehors de leur couple. Il convient de souligner que la plupart des violences à l'égard des femmes sont perpétrées par le mari ou le partenaire intime. Globalement, parmi les femmes une fois mariées ou en union âgées de 15–49 ans, 27% ont subi des violences physiques et ou sexuelles au moins une fois au cours de vie et 13% en ont été confrontées au cours des 12 derniers mois (OMS, 2021).

Au niveau régional, la Charte africaine des droits de l'Homme et des Peuples (ou Charte de Banjul) rappelle aux États la nécessité d'éliminer toutes les formes de discriminations à l'égard des femmes et de protéger les droits de la femme (Amnesty International, 2006). Le Protocole à la Charte africaine des droits de l'homme et des peuples relatif aux droits de la femme en Afrique (ou Protocole de Maputo) appelle les États à adopter et à renforcer les lois interdisant toutes formes de violence à l'égard des femmes, mais aussi d'identifier les causes et les

conséquences des violences contre les femmes (Union Africaine, 2003). Malgré ses efforts sur le plan des textes et règlements, l'Afrique subsaharienne, avec un taux de 33%, connait un taux de prévalence de violence entre partenaires intimes parmi les plus élevés. En outre, cette zone enregistre le taux de prévalence le plus élevé, 20%, en ce qui concerne la violence physique et/ou sexuelle au cours des 12 derniers mois chez les femmes âgées de 15 à 49 ans ayant été mariées ou en couple (OMS, 2021).

Le Sénégal a mis en place un cadre juridique pour la protection comme pour la promotion des droits des femmes. Sur le plan législatif, la loi 99–05 du 29 janvier 1999[2] réprime autant le harcèlement sexuel que les violences conjugales. Néanmoins, selon l'ANSD (2023), près de 32% des sénégalaises ont subi une forme de violence au cours d'une période récente avec une situation plus accrue en milieu urbain (36,8%) qu'en milieu rural (24,9%). En termes de violence conjugale, 22,4% des femmes rapportent en avoir subi au cours des 12 derniers mois et plus de 70% en ont été confrontées depuis leur première union. De manière plus spécifique, depuis leur première union, les femmes subissent autant des violences psychologiques (60,9%) que des violences physiques (30,4%) et des violences sexuelles (8,3%).

En plus des mesures juridiques, la situation des hommes et des femmes sur le plan socio-économique constitue un facteur essentiel pour comprendre les attitudes de violences basées sur le genre. Le renforcement du capital humain éducatif constitue un des canaux privilégiés pour lutter notamment contre les inégalités sociales (Leoni, 2025 ; Obizue & Enomah, 2025). Au Sénégal, le capital humain occupe une place primordiale dans le cadre des axes stratégiques des programmes ou stratégies nationaux de développement comme ce fut le cas pour l'axe 2 de la Vision Sénégal 2050. Les résultats du 5e Recensement général de la population et de l'habitat (RGPH-5) montrent qu'en 2023, globalement, 49% de la population n'ont aucun niveau d'instruction contre près de 3% ayant le niveau préscolaire, 27% le niveau primaire, 11% le cycle moyen, 6% le niveau secondaire et 4% le niveau supérieur. Il convient de noter des avancées notables par rapport à l'éducation des filles puisqu'excepté le niveau supérieur, la proportion des filles est plus élevée que celle des garçons sur l'ensemble des autres cycles en 2023 (RGPH-5, 2023). En termes de situation sur le marché du travail et de gain de revenus, cela reste structurellement en faveur des hommes. Ainsi, selon l'ENES (2025), le taux de participation de la main-d'œuvre masculine est de 65,5% contre 48,7% pour celle féminine. En termes d'emploi salarié, le taux est aussi plus élevé pour les hommes (48% contre 30%). À l'inverse, les femmes sont davantage concernées par le chômage (35% contre 11%) et la

[2] https://plateformedesfemmesdusahel.org/wp-content/uploads/2025/12/senegal.fgm_.doc

proportion de jeunes (15–24 ans) qui ne sont ni en emploi, ni en éducation, ni en formation (43,5% contre 23,9%).

Dans le cadre de l'analyse des facteurs explicatifs de la violence conjugale, une attention particulière est accordée aux facteurs sociaux comme l'éducation et aux facteurs économiques dont la participation au marché de l'emploi. Dans le cadre de la littérature, plusieurs études se sont intéressées à la revue des facteurs de risques de violences domestiques montrant, par ailleurs, le caractère universel de ce phénomène. Sur le plan empirique, les facteurs qui affectent la violence conjugale ont fait l'objet d'une attention particulière dans le contexte africain. En effet, plusieurs articles en Afrique subsaharienne montrent l'importance d'être plus jeune que son partenaire, différences de niveau d'éducation, situation professionnelle et économique des femmes. À ces variables s'ajoutent d'autres comme la consommation d'alcool par le partenaire masculin, les antécédents de violence et des normes socioculturelles, l'attitude face à la violence, la polygamie, la participation à la prise de décision dans l'explication de la violence conjugale (Ahinkorah et al., 2018 ; Blaydes et al., 2025 ; Gunarathne et al., 2025 ; Ikuteyijo et al., 2025 ; Izugbara et al., 2020 ; Maguele et al., 2020 ; Mossie et al., 2020 ; Nakie et al., 2025 ; Tesema et al., 2024 ; Wado et al., 2021).

Au vu de ce qui précède, nous nous posons la question suivante : l'éducation et la participation au marché de l'emploi permettent-elles d'atténuer les risques de violences conjugales au Sénégal ? L'objectif de ce papier est d'analyser l'incidence de l'éducation et de l'emploi sur la violence conjugale subie par les femmes au Sénégal. Au-delà d'une analyse globale en termes de violence domestique au sein du ménage, cette recherche se focalisera aussi sur l'effet de l'éducation, l'emploi des femmes et de leurs maris sur les différentes formes de violence conjugale.

Dans le contenu suivant de cet article, nous allons d'abord nous intéresser à la revue de la littérature théorique et empirique, ensuite nous présenterons la méthodologie en l'inscrivant dans une logique de variable qualitative binaire, mais aussi catégorielle, et enfin nous nous concentrerons sur les résultats et la conclusion.

1. Soubassements théoriques et revue empirique

1.1. Les explications théoriques de la violence à l'encontre des femmes

Dans une perspective féministe, la violence conjugale est considérée comme une manifestation de la domination masculine sur les femmes. Dans un système patriarcal, la violence est infligée dans le cadre d'une logique de contrôle et de domination exercée par le mari, au sein d'une hiérarchie conjugale socialement

acceptée. Dans ce contexte, la violence, sous diverses formes et à diverses fréquences, est légitimée par une conception sociétale spécifique du mariage. Par conséquent, l'acceptation sociale de l'autorité des maris sur leurs épouses, ainsi que les rapports de force conférés par le patriarcat font que les femmes sont considérées comme des victimes « appropriées » d'agression (Lawson, 2012 ; Saunders et al., 2023 ; Sikweyiya et al., 2020).

Selon la théorie familiale de la violence, la violence domestique peut être utilisée par les partenaires comme un moyen de résoudre les conflits au sein de leur foyer. Dans cette perspective, la violence est considérée comme faisant partie intégrante du fonctionnement de la société. Contrairement à la théorie féministe, qui considère que la violence est perpétrée exclusivement contre les femmes, la théorie de la violence familiale indique que tant les femmes que les hommes peuvent être auteurs de violence domestique. Cette perspective de violence symétrique suggère que les deux sexes peuvent être tout aussi enclins à la violence (Capaldi et al., 2012 ; Lawson, 2012). Cependant, les études relatives à la théorie familiale de la violence reconnaissent également que les hommes sont plus susceptibles de commettre des formes plus violentes de violence domestique, tandis que les femmes ne recourent à la violence qu'en représailles ou en légitime défense. La violence domestique perpétrée par les femmes n'a généralement pas pour but de contrôler, d'effrayer ou de blesser, contrairement à la violence perpétrée par les hommes (Caldwell et al., 2012 ; Capaldi et al., 2012 ; McCloud & Abdullah, 2024).

Outre les aspects liés au besoin de contrôle ou à la résolution des conflits, les conditions socio-économiques jouent également un rôle important dans l'explication de la violence. Comme le souligne la théorie des ressources, il existe un lien entre la violence domestique et la richesse. Cette théorie considère que les partenaires financièrement dépendants de leur conjoint peuvent être plus exposés à la violence, en établissant un lien entre les ressources et le pouvoir. De plus, les recherches montrent systématiquement que les couples où les deux partenaires partagent équitablement le pouvoir ont tendance à connaître moins de conflits et, même lorsque des conflits surviennent, ils sont moins susceptibles de recourir à la violence. Dans cette perspective, les hommes peuvent exercer de la violence à l'encontre de leur conjointe parce qu'ils ont un meilleur accès à diverses ressources qui leur procurent des revenus élevés et un statut social élevé. En conséquence, les inégalités économiques au sein des couples ont été identifiées comme un facteur contribuant à l'augmentation du risque de violence domestique. Cela concorde avec la théorie féministe, qui postule que la hiérarchie des genres, découlant des normes sociales associées aux disparités d'accès aux ressources, est à l'origine de la violence domestique (Fox et al., 2002 ; Kaukinen & Powers, 2015 ; Meyer et al., 2024 ; Yount et al., 2014).

Les théories écologiques soulignent que la violence peut s'expliquer par une combinaison de facteurs socioculturels, situationnels et personnels à multiples facettes. Dans ce contexte, l'amélioration de l'accès des femmes à l'éducation et aux opportunités d'emploi devrait favoriser une plus grande confiance en soi, leur apporter une sécurité financière et réduire leur vulnérabilité face aux relations violentes (Fox, 2002 ; Ince-Yenilmez, 2020 ; Kaukinen & Powers, 2015). La littérature a identifié un certain nombre de facteurs de risque individuels de violence domestique, notamment le chômage, les faibles revenus, l'âge (en particulier chez les jeunes), des antécédents de violence (surtout pendant l'enfance), la tolérance à la violence et l'acceptation des normes sociales. En outre, des facteurs psychosociaux tels que la faible estime de soi, la difficulté à contrôler ses émotions et la colère ont également été identifiés comme contribuant à un risque accru de violence entre partenaires (Carlson, 1984 ; Heise, 1998 ; Matjasko et al., 2013 ; Reichel, 2017).

1.2. Facteurs explicatifs des violences conjugales, la revue empirique liée au Sénégal

Dans le cadre des études consacrées au contexte spécifique du Sénégal, une revue chronologique permet de rendre compte de l'importance de la problématique de la violence conjugale. Les différentes analyses montrent le rôle des facteurs socio-culturels, démographiques, du capital humain, des facteurs économiques, la participation aux prises de décisions ainsi que les normes sociales sur le risque de survenance des différentes formes de violences.

Peterman et al. (2025) ont analysé les violences dévoilées faites aux femmes et aux filles au Sénégal en utilisant les données issues d'une enquête expérimentale avec échantillon de 3400 femmes et filles dans 117 villages ruraux à travers les régions de Kaolack et Kolda. Les auteurs de l'étude, ciblant les adolescentes et jeunes femmes âgées de 14 à 34 ans, ont opté pour des entretiens en face à face et des auto-entretiens assistés par ordinateur ce qui est un moyen de mieux assurer la confidentialité au vu du caractère privé de réponses. En l'occurrence, la prévalence de la violence conjugale au cours de la vie est de 3,7 points (pour la violence sexuelle) à 7,2 points de pourcentage (pour la violence physique) supérieur parmi les individus ayant répondu à des auto-entretiens assistés par ordinateur. En termes de toute violence physique et/ou sexuelle, l'expérience montre des différences de prévalence plus élevées de 39% pour les violences conjugales et de 23% pour les violences faites aux femmes et aux filles par des personnes autres que leur partenaire dans ceux du groupe d'auto-entretien assisté par ordinateur.

En utilisant les données de l'enquête démographique de santé de 2017 et en optant pour une approche de décomposition de Blinder-Oaxaca, Zegeye et al. (2021) ont analysé les facteurs explicatifs des disparités dans la prévalence des désaccords relatifs aux violences conjugales entre zones rurale et urbaine au Sénégal. Les résultats de la décomposition permettent de prouver que quasiment 86% des disparités entre les zones urbaines et rurales en termes de désapprobation de la violence conjugale sont expliquées par les caractéristiques individuelles observées. Ainsi, la situation économique explique 45,2% des disparités alors que le niveau d'éducation des femmes (13,3%) et le niveau d'éducation des maris (10,7%) justifient à eux deux 24% des différences de désaccord face à la violence conjugale.

Leye et al. (2020) ont étudié le profil épidémiologique des femmes victimes de violences psychologiques chez les femmes enceintes dans la région de Sédhiou. À la suite de la régression logistique simple, les résultats montrent que les femmes enceintes qui mènent une activité professionnelle ont 4 fois plus de risques de subir les violences psychologiques comparativement à celles sans activités. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les femmes en activité ont une certaine autonomie financière et sont souvent à même de réclamer leur position sociale ce qui peut provoquer des tensions avec l'entourage et le mari occasionnant de la violence au sein du couple. En outre, le risque d'être confronté à ce type de violence était 7 fois plus élevé pour celles instruites et 2 fois plus élevé pour celles qui ont effectué moins de 3 visites prénatales recommandées. Il convient d'ajouter que les risques de complications post-natales sont 10 fois plus élevés chez les femmes victimes de violences psychologiques en période pré-partum comparativement aux autres.

À travers une analyse des classes latentes, Sandberg et al. (2020) ont analysé les attitudes en termes d'acceptation de la violence physique envers les épouses au sein du ménage en utilisant les données collectées dans la zone rurale de Niakhar au Sénégal. À la suite des tests de Vuong–Lo–Mendell–Rubin (VLMR-LR), les résultats du modèle à deux-classes montrent que 64% de la population est classée comme favorable à la violence conjugale contre 36% de la population considérée comme relativement défavorable. L'analyse des probabilités de composition des membres montre que la classe 1 favorable à la violence conjugale est composée à 71% de femmes (qui la justifient plus en cas de sortie sans autorisation et refus du sexe) et 53% d'hommes (prioritairement en cas de négligence des enfants). La classe défavorable à la violence est constituée de 29% de femmes et 46% d'hommes.

Dans le cadre d'une analyse de la perception sur les violences faites aux femmes, Leye et al. (2019) ont effectué une étude analytique qualitative en collectant des données dans les 11 régions qui disposaient d'un tribunal de grande

instance au Sénégal. Les entretiens individuels semi-dirigés ont concerné 86 victimes, 11 procureurs dans ces tribunaux, 23 chefs de services des urgences et 23 chefs de service gynécologiques. L'analyse du discours des procureurs montre que parmi les principaux motifs de violence, on peut noter la précarité du milieu de vie (pauvreté, vivre en banlieue dakaroise) et un niveau d'instruction faible. Cette étude met en relief les aspects sociétaux liés à la nature de la société sénégalaise qui peuvent constituer un obstacle pour lutter contre les violences faites aux femmes et aux filles.

Werwie et al. (2019) ont cherché à appréhender la perception des hommes et des femmes en ce qui concerne les violences basées sur le genre en particulier celles émotionnelle, physique et sexuelle au Sénégal. Leur analyse qualitative est effectuée en utilisant des focus group en zone urbaine et en zone rurale dans sept régions. Il ressort des discussions que la violence émotionnelle trouve ses racines dans des phénomènes liés aux finances du foyer, à l'emploi et à l'absence de ces derniers. Ainsi, la dépendance financière imposée aux femmes et le fait qu'on leur refuse l'accès aux ressources financières déclenchent aussi des comportements de violences physiques et sexuelles. Chez les femmes, la violence physique est considérée comme acceptable lorsqu'elle représente une mesure disciplinaire appropriée visant à corriger ce qu'on perçoit comme de la désobéissance de leur part. À l'inverse, la violence physique devient inacceptable dès qu'elle cause des blessures visibles ou nuisibles. En l'occurrence, la violence physique en milieu rural ou urbain devrait baisser en cas de diminution des mariages forcés et avec le rôle des médias. En ce qui concerne la violence sexuelle, les discussions montrent que cela devrait être rare dans les ménages polygames car en cas de refus par l'une des femmes, une autre accepterait. En termes d'interdépendance, le point de départ semble être la violence émotionnelle, et l'aspect économique apparait comme un facteur transversal dans toutes les formes de violence.

En utilisant les données socio-centriques obtenues auprès de 1274 personnes âgées de 16 ans et plus dans la zone rurale de Niakhar au Sénégal, Sandberg et al. (2018) ont testé le lien entre les caractéristiques de réseaux sociaux, les facteurs individuels et le fait d'accepter la violence conjugale. L'approche par les modèles de probabilité linéaires imbriqués leur a également permis de tester, en tenant des caractéristiques individuelles, les effets directs de la reproduction sociale en estimant l'acceptabilité de la violence parmi les membres d'un groupe social. Les résultats du modèle logistique montrent que le sexe de l'individu, l'éducation primaire et post collège, ainsi que la richesse matérielle sont positivement associés à l'acceptation de la violence conjugale. En outre, la taille du réseau social de l'individu augmente la probabilité de trouver acceptable la violence entre partenaires de 14,4%.

En se basant sur des enquêtes anonymes auprès de personnes volontaires, au sein de l'hôpital Aristide le Dantec et de l'hôpital Fann, vivant en couple et résidant à Dakar au Sénégal, Soumah et al. (2015) ont cherché à identifier les facteurs de risque de violence conjugale. Sur le total des 161 personnes enquêtées, 37,3% étaient victimes de violences conjugales et la plupart d'entre elles vivaient dans les quartiers populaires. Les conjoints des victimes avaient un niveau d'éducation élevé (près de 42% le niveau post-baccalauréat) et 88% des victimes étaient scolarisés. Les hommes peuvent recourir à la violence pour reprendre le contrôle face à celles à niveau d'instruction élevé qui exigent plus d'autonomie ou résistent davantage aux normes patriarcales. D'autres aspects essentiels que révèle cette recherche sont qu'une bonne proportion des victimes vivaient dans un foyer monogame et que les violences engendrent des conséquences psychologiques.

2. Méthodologie et données

2.1. Approches méthodologiques

Dans le cadre de cet article nous optons pour une modélisation de variables dépendantes qualitatives binaires. Ainsi, l'approche théorique de base s'inspire de l'approche des modèles logistiques. En retenant Y comme variable dépendante, prenant les valeurs 1 si la femme rapporte subit à la violence conjugale et 0 lorsqu'elle n'en subit pas, on peut écrire :

$$Y = \begin{cases} 1 & \text{en cas de violence conjugale (toute forme ou selon le type)} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

Dans le cadre d'une spécification du modèle latent, on suppose qu'il existe une variable continue non observée notée tel que :

$$Y^* = \beta X + \varepsilon \tag{1}$$

Avec X vecteur des variables explicatives ; β vecteur des coefficients et ε terme d'erreur.

En considérant que la distribution du terme d'erreur suit une loi logistique [$\varepsilon \sim$ Logistique (0, 1)], ce qui revient à retenir le modèle logit, la fonction de lien s'écrit :

$$F(Z) = \frac{1}{1+e^{-z}} \tag{2}$$

La formulation du modèle logit peut s'écrire des deux manières. À savoir :

$$P(Y=1\,|\,X)=\frac{1}{1+e^{-\beta X}} \tag{3}$$

ou
$$P(Y=1\,|\,X)=log\left(\frac{P(Y=1\,|\,X)}{1-P(Y=1\,|\,X)}\right)=\beta X \tag{4}$$

Le programme de log-vraisemblance à maximiser est donné par la formule ci-après :

$$L(\beta)=\sum_{i=1}^{n}\left[\,y_i\log(P_i)+(1-y_i)\log(1-P_i)\right] \tag{5}$$

avec $P_i = P(Y_i = 1|X_i)$.

Etant donné que les coefficients n'ont pas d'interprétation directe en termes de probabilité, il est plus commode de calculer les effets marginaux (ou les odds ratios). Dans le cadre du modèle logit, les effets marginaux sont obtenus grâce à la formule suivante :

$$\frac{\partial P(Y=1\,|\,X)}{\partial X_j}=\beta_j.F(\beta X) \tag{6}$$

avec $f(\beta X)=\dfrac{e^{-\beta X}}{(1+e^{-\beta X})^2}$.

Les effets marginaux peuvent être estimés pour un individu « moyen » de l'échantillon $\overline{X}$, régulièrement utilisé, et on aura :

$$\frac{\partial P(Y=1\,|\,X)}{\partial X_j}=\beta_j.F(\beta\overline{X}) \tag{7}$$

Dans le contexte de cet article, la variable dépendante liée à la violence conjugale à l'encontre de la femme est régressée en fonction de variables démographiques et socio-économiques jugées pertinentes au vu de la littérature. Ainsi le modèle 1 est spécifié comme suit :

$$\begin{aligned}(\text{Violence_conjugale}_i;\ \text{VPI_emotionnelle}_i;\ \text{VPI_physique}_i;\ \text{VPI_sexuelle}_i &= \\ = f(\text{Age}_i;\ \text{Age_CM}_i;\ \text{Residence}_i;\ \text{Genre_CM}_i;\ \text{Educ_fem}_i;\ \text{Educ_mari}_i;& \\ \text{Emploi_fem}_i;\ \text{Emploi_mari}_i;\ \text{Richesse}_i;\ \text{Prise_decision}_i;& \\ \text{Attitude_VPI}_i;\ \text{Co_epouse}_i;\ \text{Media}_i;\ \text{Cons_Alcool}_i)&\end{aligned} \tag{8}$$

Le modèle 2 relatif aux écarts d'éducation et de situation d'emploi est spécifié comme suit :

$$(\text{Violence_conjugale}_i; \text{VPI_emotionnelle}_i; \text{VPI_physique}_i; \text{VPI_sexuelle}_i) = \\ = f(\text{Gap_education}_i; \text{Gap_emploi}_i) \quad (9)$$

Le tableau 1 fournit la description des variables utilisées dans les deux spécifications.

Tableau 1. Description des variables

Variables	Définitions
Violence_conjugale	La violence conjugale de manière générale mesure si la femme subit la violence émotionnelle, physique ou sexuelle
VPI_emotionnelle	Les femmes ayant subi la violence émotionnelle (1) ou non (0). Si la femme a signalé l'un des actes suivants : humilier, menacer de faire du mal et insulter, ou faire en sorte qu'elle se sente mal sur le plan psychologique
VPI_physique	Les femmes ayant subi la violence physique (1) ou non (0). Si une femme a signalé être confrontée à l'un des actes suivants : gifler, tordre les bras ou tirer les cheveux, pousser, secouer ou jeter un objet sur elle, donner un coup de poing ou frapper avec quelque chose, donner des coups ou traîner, étrangler ou brûler et menacer avec un couteau
VPI_sexuelle	Les femmes ayant subi la violence sexuelle (1) ou non (0). Si la femme a signalé subir l'un des actes suivants : forcer physiquement à avoir des rapports sexuels non désirés ; forcer à avoir d'autres actes sexuels non désirés
Age	La tranche d'âge de la femme ; nous avons 3 catégories : [15–24 ans] ; [25–34 ans] et [35–49 ans]
Age_CM	La tranche d'âge du chef de ménage ; nous avons 3 catégories : [15–24 ans] ; [25–34 ans] et [35–49 ans]
Residence	Le milieu de résidence de la femme : rural (0) et urbain (1)
Genre_CM	Le sexe du chef de ménage : homme (0) et femme (1)
Educ_fem	Le niveau d'instruction le plus élevé atteint par la femme : Non instruit (0) ; Primaire (1) ; Secondaire (2) ; Supérieur (3)
Educ_hom	Le niveau d'instruction le plus élevé atteint par le mari : Non instruit (0) ; Primaire (1) ; Secondaire (2) ; Supérieur (3)
Emploi_fem	Situation d'emploi de la femme : Chômage (0) et Actuellement en emploi (1)
Emploi_hom	Situation d'emploi du mari : Chômage (0) et Actuellement en emploi (1)
Richesse	Indice de richesse de la famille : Pauvre (0) ; Classe moyenne (1) et Riche (2)
Prise_decision	Participation à la prise de décision de la femme : celles qui sont impliquées dans la prise de décision (individuelle ou conjointement avec son mari) pour les achats larges du ménage et/ou la visite aux parents et/ou les soins de santé (1) sont comparées à celles qui ne sont pas impliquées (0)

Variables	Définitions
Attitude_VPI	L'attitude à l'égard de la violence – les femmes répondent par oui (1) ou non (0) si elles trouvent justifier que le mari bat sa femme si elle sort sans autorisation ; néglige les enfants ; se dispute, refuse le sexe ou brûle la nourriture
Co-epouse	Les femmes ayant des coépouses donc en situation de polygamie (1) sont comparées à celles en situation de monogamie (0)
Media	L'exposition aux médias vise à apprécier le fait d'être régulièrement à l'écoute de radio, de regarder la télévision notamment via internet (1) par rapport au fait de ne pas suivre pas les médias (0)
Cons_Alcool	La consommation régulière d'alcool du mari (1) ou non (0) pour appréhender l'ivresse comme facteur de risque.
Gap_education	L'écart d'éducation dans le couple. Nous avons ces situations : Homme plus instruit (0), Niveau d'instruction identique (1) et Femme plus instruite (2)
Gap_emploi	Situation d'emploi comparée au sein du couple, nous avons les différentes situations : le mari et sa femme chôment (0) ; le mari travaille et la femme chôme (1); la femme travaille et le mari chôme (2); le mari et sa femme travaillent (3)

Source : auteurs, à partir de (EDS-Continue, 2019).

2.2. Données et statistiques descriptives des variables

Les données utilisées proviennent de l'Enquête Démographique et de Santé Continue au Sénégal (EDS-Continue, 2019). Cette septième version de l'Enquête Démographique et de Santé Continue (EDS-Continue) réalisée au Sénégal entre 2012 et 2019 a utilisé un échantillon représentatif national de 4708 ménages, avec 8845 femmes âgées de 15 à 49 ans enquêtées. Ces enquêtes ont eu pour objectif principal de fournir des estimations actualisées des indicateurs sur la santé des femmes et leurs jeunes enfants ; la fécondité ; la connaissance et l'utilisation des méthodes contraceptives ; la connaissance et les attitudes vis-à-vis des maladies sexuellement transmissibles. L'EDS-Continue est une enquête représentative au niveau national, pour le milieu urbain ainsi que le milieu rural séparément. Au-delà des questions sanitaires, elle donne des informations sur la situation de l'éducation, la participation au marché du travail et la violence basée sur le genre. L'enquête de 2019 est la dernière du genre disposant d'un volet « Violence Basée sur le Genre » et la collecte des données a été réalisée d'avril à décembre 2019 avec une pause de 30 jours ce qui fait globalement une période de huit mois de collecte.

L'analyse descriptive des variables permet d'avoir une idée sur la répartition des individus au vu des caractéristiques retenues. Ainsi, avec les proportions,

l'analyse exploratoire rend compte de l'importance des différentes modalités socio-démographiques et économiques chez les femmes et leur partenaire (tableau 2).

En ce qui concerne l'âge, 44% des femmes de l'échantillon sont dans la tranche 35–49 ans contre 37% et près de 19% qui sont âgées entre 25–34 ans et 15–24 ans. Les chefs de ménages sont majoritairement des séniors (60 ans et plus) alors que les moins de 30 ans sont très rarement dans une telle position au sein des ménages (4%). En outre, le taux d'urbanisation est de 48% et plus 7 ménages sur 10 sont dirigés par des hommes.

Le capital humain éducatif, montrant les niveaux d'instruction pour les hommes et les femmes, met en relief que les individus sans instruction sont largement majoritaires. En fait, 55% [52–58] chez les femmes et 59% [56–62] chez les hommes n'ont pas suivi un enseignement formel. Cette situation met aussi en exergue le fait qu'une proportion importante de la population concernée a plutôt suivi l'éducation informelle ou l'enseignement coranique. En ce qui concerne le niveau primaire, 22% chez les femmes ont atteint ce niveau contre 16% chez les hommes. Les proportions ayant un niveau d'éducation secondaire sont assez similaires entre les hommes (17,03% proportion pouvant varier sur l'intervalle 14,52–19,88) et les femmes (17,21% avec comme borne 14,81–19,92). Contrairement à ce qui est observé pour les niveaux primaires et secondaires, l'écart est de 2,23 points de pourcentage en faveur des hommes pour le niveau universitaire (7,6% [5,45–10,52]) contre 5,38% [3,54–8,10] pour les femmes). La tendance observée pour les femmes et leurs conjoints traduit qu'elles sont mieux représentées jusqu'au niveau secondaire alors que leurs partenaires continuent plus l'investissement en capital humain en atteignant le niveau supérieur.

La participation au marché des personnes permet d'apprécier leur contribution à la production de richesse selon le genre. Dans le cadre de notre échantillon, le taux d'emploi est de près de 49% [46,13–52,58] chez les femmes contre près de 96% [95,08–96,68] chez les maris/partenaires enquêtés. En fait, près de 51% des femmes mariées ne travaillent pas contre seulement 4% d'hommes au chômage. Cette situation traduit une plus forte présence des hommes sur le marché du travail rémunéré et sous-tend que les femmes sont plus dans le cadre des travaux domestiques au sein de leur ménage et sont donc en charge de la reproduction sociale. Pour l'analyse l'importance de la situation économique, cela peut s'appréhender à travers l'indice de richesse des individus ou l'écart de gain de revenus. Près de 48% des individus enquêtés sont riches, 36% pauvres et près de 17% dans la classe moyenne. Un diagnostic des gains de revenus dans le couple montre que seules 5% des femmes gagnent plus que leurs conjoints au sein de leur ménage. Cette situation montre que la dominance des hommes

en termes de capacité financière du fait qu'ils sont plus présents sur le marché du travail rémunéré.

L'analyse des facteurs sociétaux permet aussi d'avoir un aperçu des interactions au sein des couples ou dans la famille qui reflètent les considérations sociales quant aux rôles des hommes et des femmes au sein de la société. Dans ce cadre, 3 femmes sur 10 (34,53% [31,24–37,99]) sont impliquées à titre individuel ou conjointement à la prise de décision au sein du ménage, alors que 7 femmes sur 10 ne sont nullement concernées par les décisions dans leur ménage. Il est essentiel de noter que 8 femmes sur 10 trouvent non justifiées de battre la femme pour un quelconque manquement contre 2 femmes sur 10 défendent le fait de violenter la femme lorsque le mari en juge nécessaire. En outre, la plupart des femmes (73%) vivent dans un ménage monogame et elles sont très fréquemment exposées au média (93%). Concernant, le comportement des maris, seuls 3,5% consomment de l'alcool.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables démographiques et socio-économiques (en%)

Variables	Pourcentage	Erreur standard	Logit [intervalle do confiance 95%]	
Age				
15–24 ans	18,45	1,34	15.95	21.23
25–34 ans	37,37	1,65	34.20	40.66
35–49 ans	44,18	1,72	40.84	47.58
Age_CM				
Moins de 30 ans	4,05	0,74	2.81	5.79
30–39 ans	17,82	1,14	15.69	20.18
40–49 ans	22,92	1,66	19.83	26.33
50–59 ans	23,43	1,56	20.52	26.63
60 ans et +	31,78	1,77	28.41	35.35
Residence				
Rural	48,17	0,00	–	–
Urbain	51,83	0,00	–	–
Genre_CM				
Homme	72,83	1,75	69.27	76.13
Femme	27,17	1,75	23.87	30.73
Educ_fem				
Non instruit	55,07	1,71	51.69	58.40
Primaire	22,34	1,72	19.15	25.89
Secondaire	17,21	1,30	14.81	19.92
Superieur	5,38	1,14	3.54	8.10

Variables	Pourcentage	Erreur standard	Logit [intervalle do confiance 95%]	
Educ_mari				
Non instruit	59,21	1,66	55.92	62.42
Primaire	16,15	1,63	13.20	19.61
Secondaire	17,03	1,36	14.52	19.88
Superieur	7,61	1,28	5.45	10.52
Emploi_fem				
Pas en emploi	50,65	1,65	47.42	53.87
Occupé	49,35	1,65	46.13	52.58
Emploi_mari				
Pas en emploi	4,05	0,40	3.32	4.92
Occupé	95,95	0,40	95.08	96.68
Richesse				
Pauvre	35,51	0,74	34.08	36.97
Classe moyenne	16,69	1,13	14.60	19.03
Riche	47,80	1,10	45.64	49.96
Prise_decision				
Non impliquée	65,47	1,72	62.01	68.76
Impliquée	34,53	1,72	31.24	37.99
Attitude_VPI				
Refus/Estime-soi	79,88	1,52	76.74	82.70
Violence tolérée	20,12	1,52	17.30	23.26
co_epouse				
Monogamie	73,48	1,49	70.44	76.30
Polygamie	26,52	1,49	23.70	29.56
Media				
Non exposé	6,81	0,53	5.85	7.91
Expose au média	93,19	0,53	92.09	94.15
Cons_Alcool				
Non	96,50	0,63	95.04	97.54
Oui	3,50	0,63	2.46	4.96

Source : calcul de l'auteur, à partir de la base (EDS-Continue, 2019).

Le tableau 3 montre que la prévalence de la violence conjugale est de 16, 45%, une estimation pouvant varier entre la valeur minimale de 13,98% et la valeur maximale de 19,24%. Selon le type de violence, on note que la violence physique et la violence domestique sont plus récurrentes. La prévalence de la violence physique est de 10,76% et celle de la violence psychologique est de 9,74%. Pour la violence sexuelle, la prévalence est de 4,52% avec une estimation

de sa valeur maximale à 6,56%. L'analyse comparative des situations sur le marché de l'emploi montre que les cas les plus fréquents sont quand la femme et son conjoint travaillent (48%) et que le mari travaille alors que la femme chôme (47,9%). Les situations où les deux dans le couple sont au chômage (2,74%) ou que la femme travaille alors que le mari ne travaille pas (1,31%) sont rares. En ce qui concerne la situation d'éducation au sein du couple, on observe que dans 52,53% des cas de l'échantillon considéré les niveaux d'éducation du mari et de sa femme sont identiques. Cette similarité des niveaux d'éducation s'explique plus par le fait qu'il existe des couples où ni le mari ni sa conjointe ne sont instruits. Par contre, pour 28% des couples le niveau d'éducation du mari est plus élevé alors que l'écart d'éducation est en faveur de la femme dans 19% des cas.

Tableau 3. Statistiques descriptives de la violence conjugale (selon le type de violence), la situation d'emploi et gap d'éducation dans le couple

Variables	Pourcentage	Erreur standard	Logit [intervalle do confiance 95%]	
Violence_conjugale				
Non	83,55	1,34	80,76	86,02
Oui	16,45	1,34	13,98	19,24
VPI_emotionnelle				
Non	90,26	0,98	88,17	92,02
Oui	9,74	0,98	7,98	11,83
VPI_physique				
Non	89,24	1,10	86,88	91,21
Oui	10,76	1,10	8,79	13,12
VPI_sexuelle				
Non	95,48	0,87	93,44	96,91
Oui	4,52	0,87	3,09	6,56
Gap_emploi				
Mari et femme choment	2,74	0,25	2,28	3,28
Mari travaille et femme chome	47,91	1,64	44,70	51,14
Femme travaille et mari chome	1,31	0,31	0,82	2,09
Mari et femme travaillent	48,04	1,66	44,80	51,30
Gap_education				
Mari + instruit	28,34	1,46	16,65	31,38
Niveau instruction identique	52,53	1,65	49,23	55,71
Femme + instruite	19,13	1,57	16,23	22,41

Source : Calcul de l'auteur, à partir de (EDS-Continue, 2019).

3. Résultats et discussion

Nos résultats économétriques (tableau 4 et 5) montrent que l'éducation de la femme, plus particulièrement au niveau secondaire et supérieur, atténue la probabilité de survenance d'une forme quelconque de violence domestique. Toutefois, une analyse plus approfondie montre que l'éducation de la femme agit négativement pour la violence émotionnelle et physique. Lorsqu'on s'intéresse à la violence sexuelle, la probabilité d'être confrontées à une telle forme de violence est plus élevées pour celles ayant le niveau primaire et secondaire comparativement à celles n'ayant pas fréquenté de formation formelle. Ce résultat contraste avec ce qui est obtenu dans le cas de l'éducation des hommes. En effet, lorsque le mari/partenaire est instruit cela réduit la probabilité de survenance d'une violence sexuelle à l'encontre des femmes. Pour ce qui est de la violence émotionnelle et physique, ce n'est que pour celles dont les maris/partenaires ont un niveau d'étude supérieur qu'on note un effet négatif. En l'occurrence, contrairement à ce qui est observé pour le cas de l'éducation des femmes, le fait d'avoir un conjoint avec un niveau primaire ou secondaire ne réduit pas la violence subit par les femmes sous forme psychologique ou physique. En fait, s'il n'était retenu qu'une analyse générale de la violence domestique, on aurait considéré que seul un niveau d'éducation supérieur de l'homme est associé avec un effet négatif sur la violence domestique subie par les femmes. Ce qui cacherait le rôle crucial de l'éducation du conjoint sur la baisse de la violence sexuelle à l'encontre des femmes.

Le renforcement du capital humain est aussi crucial pour améliorer l'insertion professionnelle et donc la participation des individus aux activités économiques. Pour les femmes comme pour les hommes, le fait d'être en situation emploi devrait permettre d'avoir une certaine stabilité financière pouvant améliorer leur condition sociale. Les résultats montrent que les femmes professionnellement occupées ont une probabilité moindre de subir une violence domestique que celles qui n'ont pas d'emploi. Selon la forme de violence domestique, on constate que la participation au marché du travail des femmes réduit davantage le fait de subir des violences physique et sexuel. Les résultats concernant l'impact du travail du mari/partenaire abondent dans le même sens. En effet, avoir un conjoint qui travaille est associé à une baisse de la violence domestique autant sur le plan psychologique, physique que sexuel. Il convient de souligner qu'en termes de réduction des différentes formes de violences, les probabilités sont plus importantes lorsque le mari/partenaire est professionnallement occupé comparativement à ce qui est obtenu lorsque la femme est en emploi. L'autre angle d'analyse est que le chômage, des femmes ou de leur partenaire, est un facteur qui accentue la violence domestique à l'encontre des femmes.

L'âge de la femme, excepté pour le cas de la violence d'ordre sexuel, augmente globalement la probabilité de subir la violence domestique. Comparativement aux jeunes des 18–24ans, les femmes dans les tranches d'âge 25–34 ans et 35–49 ans sont plus à même d'être confrontées à une forme quelconque de violence de la part de leur mari/partenaire. Toutefois, il convient de souligner que les femmes âgées de 35–49 ans ont une probabilité moindre de connaitre l'expérience d'une violence sexuelle.

Comparativement aux ménages dirigés par un jeune de moins de 30 ans, lorsque le chef de ménage est âgé de 40–49 ans ou est un sénior (60 ans et plus), la probabilité de subir la violence domestique baisse. Ce résultat cache des disparités suivant la forme de violence considérée. En fait, pour la violence émotionnelle ou psychologique, c'est dans les ménages dirigés par les personnes de moins de 30 ans que cette forme de violente est moins probable. Pour la violence sexuelle, ce n'est que pour les ménages dont le chef est quarantenaire qu'on note une réduction de la survenance de ce type de violence. À l'inverse, il est primordial de souligner le fait que la probabilité de subir la violence physique est plus élevée lorsque le ménage est dirigé par un jeune de moins de 30 ans.

La violence domestique est plus présente en milieu urbain. En effet, autant en termes psychologique, physique que sexuel, la probabilité d'être violentée par son mari ou partenaire est plus élevée pour les femmes citadines comparativement à celles vivant en milieu rural. Ce résultat peut aussi traduire le fait que les femmes en zone urbaine sont plus enclines à déclarer les formes de violences qu'elles subissent.

Lorsque le ménage est dirigé par une femme, cela réduit, dans bien des cas, la survenance de la violence domestique à l'égard de la femme. Principalement, le fait d'avoir un ménage sous la tutelle d'une femme réduit la probabilité de subir une violence physique ou sexuelle. À l'inverse, les résultats montrent que les femmes dans de tels ménages ont plus de risques de s'exposer à une violence émotionnelle.

Suivant le niveau de richesse, la violence domestique perpétrée par le mari/partenaire affecte globalement moins les non pauvres. En effet, l'analyse concernant la violence conjugale montre une probabilité moindre pour celles des femmes à revenus intermédiaires et les riches. Cependant, une analyse plus détaillée montre que les riches ont une probabilité plus élevée de subir une violence émotionnelle comparativement aux femmes en situation de pauvreté. En outre, un résultat assez surprenant représente le fait que les femmes riches ont une probabilité plus accrue de subir une violence sexuelle de la part de leur mari/partenaire.

La polygamie est une réalité dans la société sénégalaise composée à majorité de musulmans. La probabilité d'être exposé à la violence domestique est

plus élevée lorsque la femme à d'autres coépouses. Gning et Antoine (2015) montrent que si pour l'homme la polygamie peut être bénéfique en termes de services au quotidien apportés par la diversité du ménage, les enjeux sont davantage pour les femmes. Les coépouses et notamment les belles-filles peuvent s'inscrire dans une logique de concurrence, ce qui peut occasionner des difficultés avec leurs maris.

Le fait d'être exposé aux médias réduit la probabilité de subir une violence physique ou sexuelle. Dans ce cadre, la prédisposition à avoir des informations à travers la radio, la télévision ou via internet atténue la violence que subissent les femmes au sein du ménage. À l'inverse, l'exposition aux médias ou réseaux sociaux augmente la probabilité de subir une violence émotionnelle.

L'utilisation de l'alcool fréquemment par le mari/partenaire augmente assez considérablement la probabilité pour les femmes de subir la violence domestique. Autant pour la violence émotionnelle, physique que sexuelle, les probabilités associées à la survenance de telle forme de violences sont les plus élevés lorsque le mari/partenaire est en état d'ivresse. L'abus de l'alcool peut engendrer des comportements violents du fait de perturbations fonctionnelles du circuit neurobiologique, du comportement impulsionnel et du manque de contrôle de soi (Goujat, 2022).

Tableau 4. Estimation économétrique de l'incidence de l'éducation et l'accès à un emploi sur la violence conjugale

Variables	Violence conjugale	Violence entre Partenaire Intime (VPI)		
		émotionnelle	physique	sexuelle
Age				
25–34 ans	0,04173**	0,07055**	0,00815**	0,00718**
	(0,01880)	(0,03178)	(0,00367)	(0,00323)
35–49 ans	0,04235*	0,04052*	0,01074*	–0,0041*
	(0,02265)	(0,02167)	(0,00574)	(0,00219)
Age_CM				
30–39 ans	0,00289**	0,01116**	–0,00945**	0,02005**
	(0,00117)	(0,00452)	(0,00383)	(0,00812)
40–49 ans	–0,00086*	0,0452*	–0,01837*	–0,00194*
	(0,000516)	(0,02712)	(0,011022)	(0,001164)
50–59 ans	0,01859*	0,04739*	–0,0135*	0,00844*
	(0,01074)	(0,02739)	(0,00780)	(0,00488)
60 ans et +	–0,00887**	0,02955**	–0,01073**	0,011606**
	(0,00402)	(0,01338)	(0,00486)	(0,00526)

Variables	Violence conjugale	Violence entre Partenaire Intime (VPI)		
		émotionnelle	physique	sexuelle
Residence				
Urbain	0,02577*	0,00848*	0,03631*	0,02663*
	(0,01335)	(0,00439)	(0,01881)	(0,01380)
Genre_CM				
Femme	–0,02702***	0,01575***	–0,0212***	–0,00372***
	(0,00972)	(0,00567)	(0,00763)	(0,00134)
Educ_fem				
Primaire	0,01623	–0,00557	–0,01991	0,00382
	(0,01436)	(0,00493)	(0,01762)	(0,00338)
Secondaire	–0,01491*	–0,02114*	–0,06627*	0,03436*
	(0,00823)	(0,01166)	(0,03656)	(0,01896)
Superieur	–0,10838**	–0,02874**	–0,10417**	–0,189**
	(0,04267)	(0,01131)	(0,04101)	(0,07441)
Educ_mari				
Primaire	0,01397*	0,01709*	0,01112*	–0,01437*
	(0,00735)	(0,00899)	(0,00585)	(0,00756)
Secondaire	0,03416**	0,02015**	0,04872**	–0,03687**
	(0,01547)	(0,00913)	(0,02207)	(0,01670)
Superieur	–0,08056***	–0,07476***	–0,08301***	–0,01478***
	(0,03061)	(0,02841)	(0,03155)	(0,00562)
Emploi_fem				
Occupe	–0,03451**	–0,00686**	–0,02704**	–0,01699**
	(0,01520)	(0,00302)	(0,01191)	(0,00748)
Emploi_mari				
Occupe	–0,05531***	–0,08039***	–0,12858***	–0,05838***
	(0,01989)	(0,02892)	(0,04625)	(0,02100)
Richesse				
Classe moyenne	–0,07392***	–0,03172***	–0,06072***	–0,00465***
	(0,02714)	(0,01165)	(0,02229)	(0,00171)
Riche	–0,023**	0,00581**	–0,00656**	0,005617**
	(0,01268)	(0,00320)	(0,00362)	(0,00310)
Prise_decision				
Impliquée	–0,0286*	–0,00984*	–0,000651*	–0,0338*
	(0,01457)	(0,00501)	0,00033	(0,01722)
Attitude_VPI				
Violence tolérée	0,40424*	0,0308193*	0,0536*	0,0495*
	(0,20761)	(0,01583)	(0,02753)	(0,02543)

Variables	Violence conjugale	Violence entre Partenaire Intime (VPI)		
		émotionnelle	physique	sexuelle
Co-epouse				
Polygamie	0,02349**	0,026374**	0,017295**	0,002928**
	(0,00955)	(0,01072)	(0,00703)	(0,00119)
Media				
Exposée	–0,00381*	0,03645*	–0,0406*	–0,01306*
	(0,00219)	(0,02097)	(0,02336)	(0,00751)
Cons_alcool				
Cons. abusive	0,55725***	0,444568***	0,469004***	0,66765***
	(0,11119)	(0,08870)	(0,09358)	(0,13322)
Observations	1,298	1,298	1,298	1,298
Pseudo R^2	0,0506	0,0667	0,0736	0,1962

Note : Erreurs standards entre parenthèses. ***$p < 0{,}01$; **$p < 0{,}05$; *$p < 0{,}001$.

Source : Calcul de l'auteur, à partir des données de (EDS-Continue, 2019).

Une analyse centrée sur les écarts de niveau d'instruction entre le mari/partenaire et sa femme ainsi que leur situation comparée sur le marché du travail permet d'approfondir l'incidence de la scolarisation et l'occupation professionnelle sur les risques de violence domestique. Comparativement au couple où l'homme est plus instruit, les résultats montrent que la survenance de la violence conjugale est plus réduite pour les couples avec un niveau d'éducation identique ou lorsque la femme dans le couple est plus instruite. L'analyse selon le type de violence confirme cette réduction de probabilité pour la violence émotionnelle et physique en cas de niveau d'instruction identique, alors que l'effet observé pour le cas de violence sexuelle est non significatif. Le fait que la femme soit plus instruite dans le couple est aussi associé à une baisse d'exposition à la violence physique et sexuelle. Toutefois, elles subissent plus de violence émotionnelle que celles vivant avec un conjoint plus instruit. Ces résultats montrent que l'éducation de la femme contribue à les protéger contre les violences, surtout d'ordre physique ou sexuel.

Les résultats liés à la situation d'emploi dans le couple nous permettent de comparer plusieurs cas de figure où le chômage règne dans le couple. Lorsque dans le couple seul l'homme travaille, la survenance de la violence domestique, notamment émotionnelle ou physique, est plus accrue. Ce résultat signifie que la dominance économique de l'homme constitue un des principaux facteurs justifiant la violence à l'égard de la femme dans leur foyer. Les résultats de l'analyse lorsque seule la femme travaille ou qu'elle travaille autant que son conjoint confirment cette explication. En fait, l'exposition à la violence

conjugale sous toutes ses formes baisse lorsque la femme participe à l'activité économique.

Tableau 5. Effet de la situation d'éducation et d'emploi dans le couple sur la violence conjugale

Variables	Violence conjugale	Violence entre Partenaire Intime (VPI)		
		émotionnelle	physique	sexuelle
Gap_education (ref : homme + instruit)				
Niveau instruction identique	–0,0101**	–0,0112***	–0,00637*	0,0201
	(0,00457)	(2,31e–05)	(0,00327)	(0,01324)
Femme + instruite	–0,00271***	0,0265***	–0,0109***	–0,0174**
	(0,00103)	(0,00953)	(0,00389)	(0,00691)
Gap_emploi (ref : Mari et femme choment)				
Mari travaille/femme chome	0,0328*	0,0947*	0,0130**	0,0410
	(0,01692)	(0,05095)	(0,00583)	(0,02871)
Femme travaille/mari chome	–0,0253***	–0,1290***	–0,0255**	–0,0492***
	(0,00907)	(0,04902)	(0,01106)	(0,01482)
Mari et femme travaillent	–0,00671**	–0,0994**	–0,0191***	–0,0625*
	(0,00282)	(0,04051)	(0,00591)	(0,03209)
Observations	1,298	1,298	1,298	1,298
Pseudo R^2	0,0456	0,0534	0,0576	0,0941

Note : Erreurs standards entre parenthèses. ***$p < 0,01$; **$p < 0,05$; *$p < 0,001$.

Source : Calcul de l'auteur, à partir des données de (EDS-Continue, 2019).

Conclusion

L'objectif de cet article était d'analyser le rôle de l'éducation et l'accès à l'emploi sur l'exposition à la violence conjugale. En utilisant les données de l'EDS de 2019, une approche qualitative dichotomique était utilisée pour analyser, au-delà des facteurs démographiques et socioéconomiques, l'incidence des écarts d'éducation et de situation d'emploi sur la probabilité de subir la violence de la part de son conjoint. En plus de la violence conjugale de manière générale, une attention particulière est portée sur les aspects émotionnel, physique et sexuel.

Les résultats issus des estimations économétriques montrent qu'au Sénégal, l'éducation et l'occupation professionnelle contribuent à réduire l'exposition à la violence conjugale pour les femmes. En effet, l'éducation de la femme, en particulier l'atteinte des niveaux d'étude secondaire et supérieur, réduit la

probabilité de survenance d'une forme quelconque de violence conjugale autant sur le plan émotionnel, physique que sexuel. En outre, lorsque le mari a un niveau d'instruction élevé, la probabilité pour la femme de subir la violence est réduite. Les résultats de l'écart d'éducation au sein du couple confirment l'importance de l'éducation pour réduire la violence subie par la femme. En fait, la probabilité d'être exposé à la violence est moindre lorsque le niveau d'instruction dans le couple est similaire ou lorsque c'est la femme qui est plus instruite. Les résultats mettent également en relief le fait que les femmes en emploi en sont mieux épargnées que celles en situation de chômage. De même, avoir un mari qui travaille atténue le risque de violence pour la femme. L'analyse de la situation d'emploi dans le couple met en évidence l'importance de sa participation au marché du travail pour réduire la violence conjugale. En effet, comparativement au couple en chômage, lorsque le mari ou la femme travaille, et plus particulièrement dans le cas de figure où les deux travaillent, on observe une baisse des différents types de violence entre partenaires intimes.

En plus de l'éducation et de l'accès à l'emploi, d'autres variables jouent un rôle primordial dans l'explication de la violence conjugale. Les femmes adultes, plus de 35 ans, sont moins confrontées à la violence sexuelle, alors que la probabilité de subir la violence émotionnelle et physique est plus élevée pour celles de la tranche 25–34 ans et les 35–49 ans comparativement aux jeunes de 24 ans. Les résultats montrent aussi que l'exposition à la violence conjugale est plus probable pour les femmes vivant en milieu urbain et dans un contexte où le mari consomme trop d'alcool. En outre, celles qui trouvent justifier le fait que le mari batte sa femme en cas de manquements à ses obligations sont plus exposées à toutes les formes de violence. À l'inverse, la survenance de telles violences baisse lorsque la femme vit dans un ménage de la classe moyenne ou riche, elle gagne plus et participe aux prises de décision.

Les résultats issus de cette recherche montrent que l'instruction et l'accès des individus à un emploi ont des rendements sociaux positifs. Dans ce cadre, les politiques pour le renforcement du niveau d'éducation sont essentielles dans le but d'éradiquer à terme des actes de violence entre partenaires au sein du ménage. En effet, face aux constats que l'éducation réduit la probabilité de subir des violences, il est primordial de consolider les dispositifs de maintien scolaire des filles via le renforcement des initiatives visant l'autonomisation des filles et des jeunes femmes. De telles initiatives sont surtout à étendre des zones confrontées à des taux d'abandon élevés en assurant un soutien pédagogique aux filles qui sont plus vulnérables et en sensibilisant les parents puisque les décisions de déscolariser les enfants se prennent au sein des ménages. En outre, la lutte contre les violences faites aux femmes passe aussi par les politiques actives d'emploi leur permettant d'accéder à un emploi, notamment décent,

afin de leur garantir l'accès aux ressources économiques au même titre que les hommes. De même, le résultat montrant que la participation des femmes à la prise de décision réduit l'exposition aux violences justifie la nécessité d'institutionnaliser la présence des femmes dans les instances de médiation familiale et des comités de gestion des conflits communautaires pour un plaidoyer et une sensibilisation plus efficace.

References

Ahinkorah, B. O., Dickson, K. S., & Seidu, A. (2018). Women decision-making capacity and intimate partner violence among women in sub-Saharan Africa. *Archives of Public Health*, *76*, 5. https://doi.org/10.1186/s13690-018-0253-9

Amnesty International. (2006, Octobre). *Introduction à la Charte africaine des droits de l'homme et des peuples*. https://www.amnesty.org/fr/wp-content/uploads/sites/8/2021/06/ior630052006fra.pdf

ANSD. (2023, Novembre). *Enquête nationale de référence sur les violences faites aux femmes*. Agence Nationale de la Statistique et de la Démographie. https://www.ansd.sn/sites/default/files/2024-11/Brochure_ENR-VFFS.pdf

Blaydes, L., Fearon, J. D., & MacDonald, M. (2025). Understanding intimate partner violence. *Annual Review of Political Science*, *28*, 351–374. https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-041322-044022

Caldwell, J. E., Swan, S. C., & Woodbrown, V. D. (2012). Gender differences in intimate partner violence outcomes. *Psychology of Violence*, *2*(1), 42–57. https://doi.org/10.1037/a0026296

Capaldi, D. M., Knoble, N. B., Shortt, J. W., & Kim, H. K. (2012) A systematic review of risk factors for intimate partner violence. *Partner Abuse*, *3*, 231–280. https://doi.org/10.1891/1946-6560.3.2.231

Carlson, B. E. (1984). Causes and maintenance of domestic violence: An ecological analysis. *Social Service Review*, *58*(4), 569–587. https://doi.org/10.1086/644239

EDS-Continue (Enquête Démographique et de Santé Continue). (2019). Rapport sur les indicateurs clés. https://preview.dhsprogram.com/pubs/pdf/FR368/FR368.pdf

ENES. (2023). *Enquête nationale sur l'emploi au Sénégal. Notes d'information*. https://www.ansd.sn/sites/default/files/2023-12/rapp_enes_T3_2023.pdf

Fox, G. L., Benson, M. L., DeMaris, A. A., & Van Wyk, (2002). Economic distress and intimate violence: Testing family stress and resources theories. *Journal of Marriage and the Family*, *64*(3), 793–807. https://doi.org/10.1111/j.1741-3737.2002.00793.x

Gning, S. B., & Antoine, P. (2015). Polygamie et personnes agées au Sénégal. *Mondes en Développement*, *43*(171), 31–50. https://doi.org/10.3917/med.171.0031

Goujat, R. (2022). C'est pas moi, c'est moi ivre. L'alcool, une justification aux violences conjugales ? *Psychotropes*, *28*(3–4), 145–164. https://doi.org/10.3917/psyt.283.0145

Gunarathne, L., Apputhurai, P., Nedeljkovic, M., & Bhowmik, J. (2025). Factors influencing attitudes toward intimate partner violence among married women: A multilevel analysis across 20 low- and middle-income countries. *Violence Against Women*, *32*(5), 1–17. https://doi.org/10.1177/10778012251324890

Heise, L. L. (1998). Violence against women: An integrated ecological framework. *Violence Against Women*, *4*(3), 262–290. https://doi.org/10.1177/1077801298004003002

Ikuteyijo, O. O., Zepro, N., Akinyemi, A. I., Probst-Hensch, N., & Merten, S. (2025). Socio-economic factors influencing intimate partner violence among adolescents and young women in sub-Saharan Africa: A scoping review. *Public Health Reviews*, *45*, 1607041. https://doi.org/10.3389/phrs.2024.1607041

Ince-Yenilmez, M. (2020). The role of socioeconomic factors on women's risk of being exposed to intimate partner violence. *Journal of Interpersonal Violence*, *37*(9–10), 1–28. https://doi.org/10.1177/0886260520966668

Izugbara, C. O., Obiyan, M. O., Degfie, T. T., & Bhatti, A. (2020). Correlates of intimate partner violence among urban women in sub-Saharan Africa. *PLoS ONE*, *15*(3), e0230508. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0230508

Kaukinen, C. E., & Powers, R. A. (2015). The role of economic factors on women's risk for intimate partner violence: A cross-national comparison of Canada and the United States. *Violence Against Women*, *21*(2), 229–248. https://doi.org/10.1177/1077801214564686

Lawson, J. (2012). Sociological theories of intimate partner violence. *Journal of Human Behavior in the Social Environment*, *22*(5), 572–590. https://doi.org/10.1080/10911359.2011.598748

Leoni, S. (2025). A historical review of the role of education: From human capital to human capabilities. *Review of Political Economy*, *37*(1), 227–244. https://doi.org/10.1080/09538259.2023.2245233

Leye, M. M. M., Gueye, M., & Seck, I. (2020). Profil épidémiologique des femmes victimes de violences psychologiques en période pré- et post-partum dans la région de Sédhiou, Sénégal. *Revue d'Epidémiologie et de Santé Publique*, *68*(5), 288–294. https://doi.org/10.1016/j.respe.2020.08.004

Leye, M. M. M., Sougou, N. M., Faye, A., Seck, I., & Dia, A. T. (2019). Perceptions des populations sur les violences faites aux femmes au Sénégal. *Santé Publique*, *31*(4), 581–590. https://doi.org/10.3917/spub.194.0581

Maguele, M. S., Taylor, M., & Khuzwayo, N. (2020). Evidence of sociocultural factors influencing intimate partner violence among young women in sub-Saharan Africa: A scoping review. *BMJ Open*, *10*, e040641. https://doi.org/10.1136/bmjopen-2020-040641

Matjasko, J., Niolon, P. H., &Valle, L. A. (2013). The role of economic factors and economic support in preventing and escaping from intimate partner violence. *Journal of Policy Analysis and Management*, *32*(1), 122–128. https://doi.org/10.1002/pam.21666

McCloud, B., & Abdullah, A. (2024). Theoretical analysis of the cycle of intimate partner violence: A systematic review. *Trauma, Violence, & Abuse*, *26*(5). https://doi.org/10.1177/15248380241301781

Meyer, S. R., Hardt, S., Brambilla, R., Page, S., & Stöckl, H. (2024). Explaining intimate partner violence through economic theories: A systematic review and narrative synthesis. *Aggression and Violent Behavior*, *77*, 101929. https://doi.org/10.1016/j.avb.2024.101929

Mossie, T. B., Fenta, H. M., Tadesse, M., & Tadele, A. (2023). Mapping the disparities in intimate partner violence prevalence and determinants across sub-Saharan Africa. *Frontiers in Public Health*, *11*, 1188718. https://doi.org/10.3389/fpubh.2023.1188718

Nakie, G., Tadesse, G., Fentahun, S., Rtbey, G., Andualem, F., Kibralew, G., Kelebie, M., Melkam, M., Tinsae, T., Kassa, M. A., Alemayehu, T. T., Yigezu, M., Tsegaw, T. K., Segon, T., & Wassie Y. A. (2025). Domestic violence and its determinants among reproductive-age women in sub-Saharan Africa: A multilevel analysis of 2019–2024 demographic and health survey data. *BMC Public Health*, *25*, 2288. https://doi.org/10.1186/s12889-025-23544-z

Obizue, M. N., & Enomah, S. (2025). Human capital development and educational advancement in Nigeria: Realities and way forward. *International Journal of Education Research and Scientific Development*, *7*(2), 15–27. https://scholar.google.com/citations?view_op=view_citation&hl=en&user=hg60UaQAAAAJ&citation_for_view=hg60UaQAAAAJ:roLk4NBRz8UC

OMS. (2010). *Preventing intimate partner and sexual violence against women: Taking action and generating evidence*. https://doi.org/10.1136/ip.2010.029629

OMS. (2021). *Violence against women prevalence estimates, 2018*. World Health Organization. https://www.who.int/publications/i/item/9789240022256

Peterman, A., Dione, M., Le Port, A., Briaux, J., Lamesse, F., & Hidrobo, M. (2025). Disclosure of violence against women and girls in Senegal. *The World Bank Economic Review*, *39*(3), 2025, 614–631. https://doi.org/10.1093/wber/lhae039

Reichel, D. (2017). The determinant of intimate partner violence in Europe: The role of socioeconomic status, inequality, and partner behavior. *Journal of Interpersonal Violence*, *32*(12), 1853–1873. https://doi.org/10.1177/0886260517698951

RGPH-5 (5e Recensement général de la Population et de l'Habitat). (2023). *Agence nationale de la statistique et de la démographie (ANSD), Rapport définitif*. https://www.ansd.sn/sites/default/files/recensements/rapport/rapport_national/Rapport-def-RGPH-5.pdf

Sandberg, J., Delaunay, V., Boujija, Y., Douillot, L., Bignami, S., Rytina, S., & Sokhna C. (2018). Individual, community, and social network influences on beliefs concerning the acceptability of intimate partner violence in rural Senegal. *Journal of Interpersonal Violence*, *36*(11–12), 1–33. https://doi.org/10.1177/0886260518805778

Sandberg, J., Fennell, R., Boujija, Y., Douillot, L., Delaunay, V., Bignami, S., Xie, W., Sokhna, C., & Rytina, S. (2020). A latent class analysis of attitudes concerning the acceptability of intimate partner violence in rural Senegal. *Population Health Metrics*, *18*, 27. https://doi.org/10.1186/s12963-020-00233-0

Saunders, D. G., Jiwatram-Negrón, T., Nanasi, N., & Cardenas, I. (2023). Patriarchy's link to intimate partner violence: Applications to survivors' asylum claims. *Violence Against Women*, *29*(11), 1998–2021. https://doi.org/10.1177/10778012221132299

Sikweyiya, Y., Addo-Lartey, A. A., Alangea, D. O., Dako-Gyeke, P., Chirwa, E. D., Coker-Appiah, D., Adanu, R. M. K., & Jewkes, R. (2020). Patriarchy and gender-inequitable attitudes as drivers of intimate partner violence against women in the central region of Ghana. *BMC Public Health*, *20*(1), 682. https://doi.org/10.1186/s12889-020-08825-z

Soumah, M. M., Issa, A. W., Ndiaye, M., Ndoye, El. H. O.; Sow, M. L. (2015). Les violences conjugales à Dakar. *Pan African Medical Journal*, *22*, 182. https://www.ajol.info/index.php/pamj/article/view/133179

Tesema, G. A., Gbagbo, F. Y., Okeke, S. R., Ameyaw, E. K., & Yaya, S. (2024). Is sexual autonomy a protective factor against intimate partner violence? Evidence from 27 sub-Saharan African countries. *PLoS ONE*, *19*(7), e0308108. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0308108

Union Africaine. (2003). *Protocole a la Charte africaine des droits de l'homme et des peuples relatif aux droits des femmes*. https://au.int/sites/default/files/treaties/37077-treaty-0027_-_protocol_to_the_african_charter_on_human_and_peoples_rights_on_the_rights_of_women_in_africa_f.pdf

Wado, Y. D., Mutua, M., Mohiddin, A., Ijadunola, M. Y., Faye, C., Coll, C. V. N., Barros, A. J. D, & Kabiru, C. W. (2021). Intimate partner violence against adolescents and young women in sub-Saharan Africa: Who is most vulnerable? *Reproductive Health*, *18*, 119. https://doi.org/10.1186/s12978-021-01077-z

Werwie, T. R, Hildon, Z. J. L., Camara, A. D., Mbengue, O. K., Vondrasek, C., Mbaye, M., Mills, H., Kumoji, K., & Babalola, S. (2019). Gender-based violence in Senegal: Its catalysts and connections from a community perspective. *Journal of Family Violence*, *34*, 769–780. https://doi.org/10.1007/s10896-019-00058-y

Yount, K. M., Zureick-Brown, S., & Salem, R. (2014). Intimate partner violence and women's economic and non-economic activities in Minya, Egypt. *Demography*, *51*(3), 1069–1099. https://doi.org/10.1007/s13524-014-0285-x

Zegeye, B., Shibre, G., Ahinkorah, B. O., Keetile, M., & Yaya S. (2021). Urban-rural disparities in wife-beating attitude among married women: A decomposition analysis from the 2017 Senegal Continuous Demographic and Health Survey. *Archives of Public Health*, *79*, 102. https://doi.org/10.1186/s13690-021-00612-5

Alain REDSLOB
Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)
Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respuectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique rivée à la passion de la langue de Molière.
Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.
Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos commaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.
La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Barbara JANKOWSKA
Madame la Rectrice de l'USEGP

L'Université des Sciences Éonomiques et de Gestion de Poznań (l'USEGP) est une université fondée en 1926 et à l'ère actuelle est considerée comme l'une des écoles d'économie et de gestion les plus prestigieuses de Pologne. L'Université développe les connaissances et façonne les compétences du futur, en tenant compte des priorités résultant de la responsabilité sociale. En se concentrant sur l'enseignement moderne et la formation du personnel pour les entreprises, l'USEGP mène systématiquement des recherches scientifiques dont les résultats sont publiés par des maisons d'édition internationales de renom. Dans le même temps, l'Université s'engage à développer la coopération avec l'environnement - principalement avec les entreprises, mais également avec les institutions chargées de l'environnement des affaires. La démarche professionnelle et innovante de l'enseignement et de la recherche, ainsi que l'implication continue dans le développement des relations avec les entités de l'environnement, sont confirmées par les positions élevées de l'USEGP dans les classements et les accréditations, y compris internationales.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR
Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.
L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61° Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser via le système électronique https://journals.ue.poznan.pl/rielf/user/register
Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF https://journals.ue.poznan.pl/rielf ou bien sur le site de l'AIELF : http://www.aielf.org

ISSN 2551-895X