INTERNATIONAL JOURNAL OF RESEARCH IN ECONOMICS AND FINANCE, 2026, Vol. 3, No. 10-2, 73-94, http://doi.org/10.71420/ijref.v3i10-2.434

L'impact de l'ouverture commerciale sur l'industrialisation en Afrique : Une analyse en données de panel

The impact of trade openness on industrialization in Africa : A panel data analysis

Meryem EDDAOUDI
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi Laboratoire d'Analyse Économique et de Modélisation (LAEM) Université Mohammed V de Rabat, Maroc.

Charaf-Eddine MOUSSIR
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi Université Mohammed V de Rabat, Maroc.

Mohammed EL KAMLI
Faculté des Sciences Juridiques, Économiques et Sociales – Souissi Université Mohammed V de Rabat, Maroc.

Résumé. Cet article examine la relation entre l'ouverture commerciale et l'industrialisation dans 14 pays africains sur la période 1990-2022. À partir de données de la Banque mondiale et d'un modèle en données de panel, il étudie l'association entre l'ouverture commerciale, mesurée par le rapport des exportations et des importations au PIB, et la valeur ajoutée industrielle, en tenant compte de plusieurs déterminants macroéconomiques. Les résultats mettent en évidence une association positive et statistiquement significative entre les deux variables. Le signe positif et la significativité de cette association se maintiennent dans les différentes spécifications estimées, tandis que les résultats relatifs aux autres variables sont plus sensibles aux méthodes d'estimation. La contribution de l'étude est essentiellement empirique : elle documente cette relation pour un groupe de pays africains sur une période de 33 ans. L'échantillon comprend 14 pays sélectionnés selon une démarche ciblée, fondée sur leur niveau d'industrialisation, leur degré d'ouverture commerciale et la disponibilité des données sur la période étudiée. Il ne constitue donc pas un échantillon représentatif des économies africaines, ce qui limite la généralisation des résultats aux seuls pays étudiés et invite à la prudence dans leur extrapolation à l'ensemble du continent. Par ailleurs, les estimations mettent en évidence une association statistique et non un effet causal, en l'absence d'une stratégie spécifique de traitement de l'endogénéité potentielle. Enfin, l'indicateur de valeur ajoutée industrielle couvre notamment les activités extractives et la construction et ne se limite donc pas à l'industrie manufacturière.
Mots-clés : *Ouverture commerciale ; Industrialisation ; Valeur ajoutée industrielle ; Données de panel ; Afrique.*

Abstract. This paper examines the relationship between trade openness and industrialization in 14 African countries over the period 1990–2022. Using World Bank data and a panel data econometric framework, the study investigates the association between trade openness, measured as the ratio of exports and imports to GDP, and industrial value added, while accounting for several macroeconomic determinants. The empirical results reveal a positive and statistically significant association between trade openness and industrial value added. This positive and significant relationship remains robust across alternative model specifications, whereas the results for the other explanatory variables are more sensitive to the estimation methods employed. The study's contribution is primarily empirical, providing evidence on this relationship across a group of African countries over a 33-year period. The sample comprises 14

countries selected through a purposive sampling approach, based on their levels of industrialization, degrees of trade openness, and data availability over the study period. It is therefore not representative of African economies as a whole, which limits the generalisability of the findings beyond the countries examined and calls for caution when extrapolating the results to the entire continent. Moreover, the estimates indicate a statistical association rather than a causal effect, as no specific strategy has been implemented to address potential endogeneity. Finally, the industrial value added indicator encompasses mining and quarrying, as well as construction activities, and is therefore not restricted to manufacturing.
Keywords: Trade openness; Industrialisation; Industrial value added; Panel data; Africa.

1. Introduction

L'industrialisation est traditionnellement considérée comme un moteur de la transformation structurelle : elle accompagne la réallocation des ressources des secteurs traditionnels vers les secteurs modernes (Lewis, 1954 ; Kuznets, 1966 ; Chenery, 1960). Pour les économies africaines, dont beaucoup ont engagé des réformes de libéralisation commerciale, la question se pose de savoir si l'intégration aux échanges mondiaux soutient ou freine ce processus. Cette question est d'autant plus actuelle que l'industrialisation du continent est aujourd'hui débattue dans le cadre de la Zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf) et des chaînes de valeur régionales (El Hassani et Allali, 2023).

Sur le plan théorique, la réponse ne fait pas consensus. La théorie classique du commerce international fait découler le développement industriel de la participation aux échanges et de la spécialisation selon les avantages comparatifs (Smith, 1776 ; Ricardo, 1817), tandis que les théoriciens des industries naissantes et les approches de l'échange inégal soutiennent que l'ouverture peut freiner l'industrialisation des pays aux caractéristiques économiques défavorables (List, 1841 ; Prebisch, 1950 ; Singer, 1950). La nouvelle théorie du commerce international identifie, pour sa part, des mécanismes par lesquels l'ouverture accroît la productivité des entreprises, à travers les économies d'échelle, la concurrence et la diffusion technologique (Krugman, 1979 ; Melitz, 2003 ; Coe et Helpman, 1995). L'effet net de l'ouverture sur l'industrie reste donc ambigu et appelle un test empirique.

Sur le plan empirique, les travaux disponibles concluent majoritairement à un effet positif, mais conditionné par des facteurs complémentaires tels que les investissements directs étrangers, le capital humain ou la qualité des infrastructures. Ces travaux présentent toutefois trois limites au regard de la question posée ici. Sur l'Afrique, ils portent surtout sur des sous-régions (CEMAC, Afrique centrale, Afrique de l'Ouest) ou sur un seul pays, de sorte que l'on sait peu si l'association observée localement se retrouve dans un ensemble de pays répartis sur plusieurs régions du continent. Ils étudient, de plus, souvent la productivité, l'emploi manufacturier, le changement structurel ou la croissance plutôt que la production industrielle elle-même (Njikam, 2009 ; Busse et al., 2024 ; Chabi et Saygılı, 2024 ; Kinfack et Bonga-Bonga, 2023), si bien que leurs résultats ne se transposent pas directement à la valeur ajoutée industrielle. Enfin, ils reposent sur des méthodes et des périodes différentes, ce qui limite la comparabilité de leurs résultats. La section 2.4 précise ces limites et ce que l'étude apporte à leur égard.

Dans ce contexte, cet article cherche à répondre à la question suivante : l'ouverture commerciale est-elle associée à une valeur ajoutée industrielle plus élevée dans les économies africaines ? Pour y répondre, nous mobilisons un panel de 14 pays africains couvrant la période 1990-2022. L'industrialisation est mesurée par la valeur ajoutée industrielle (IndVA) et l'ouverture par la part des exportations et des importations dans le PIB. Le modèle intègre quatre variables de

contrôle issues de la revue de la littérature : la formation brute de capital fixe, les investissements directs étrangers, la population active et l'inflation. Nous formulons une hypothèse principale (H1), selon laquelle l'ouverture commerciale a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle, des hypothèses secondaires sur les variables de contrôle (H2 à H5) et une hypothèse de robustesse (H6).

La portée de cette étude est volontairement circonscrite. Elle ne prétend à aucune innovation théorique ni méthodologique : les estimateurs utilisés (MCO groupés, effets fixes et aléatoires, erreurs-types groupées par pays, PCSE) relèvent des pratiques courantes de l'économétrie des panels. Sa contribution est empirique et porte sur un point précis : l'association positive entre ouverture commerciale et industrie, documentée surtout à l'échelle de sous-régions ou de pays isolés, se retrouve-t-elle dans un même panel de 14 économies africaines réparties sur plusieurs régions, lorsque l'industrialisation est mesurée par la valeur ajoutée industrielle ? Les résultats permettent d'établir trois points. Premièrement, l'association est positive et significative dans toutes les spécifications, y compris à effets fixes, c'est-à-dire lorsque l'on compare chaque pays à lui-même au fil du temps. Deuxièmement, elle subsiste lorsque l'on tient compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des erreurs, alors que les coefficients de la formation brute de capital fixe, des investissements directs étrangers et de la population active sont sensibles à la méthode d'estimation. Troisièmement, ces résultats valent pour un échantillon non représentatif d'économies relativement industrialisées et ouvertes, ce qui en limite la généralisation. L'étude n'établit en revanche ni causalité ni mécanismes de transmission. Les résultats sont interprétés comme des associations conditionnelles.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente la revue de la littérature, formule les hypothèses et dégage la lacune de recherche. La section 3 décrit les données, le modèle de référence et la stratégie d'estimation. La section 4 présente les résultats des estimations de base et les tests de spécification et de diagnostic. La section 5 compare les estimations à effets fixes et PCSE afin d'examiner la robustesse des résultats. La section 6 conclut.

2. Revue de la littérature

a. Fondements théoriques

La relation entre ouverture commerciale et industrialisation ne fait pas l'objet d'un consensus théorique : les approches successives en proposent des lectures concurrentes. Cette section les passe en revue, des théories classiques du commerce international aux théories de la protection industrielle, puis aux mécanismes de productivité, de diffusion technologique et de transformation structurelle, avant de présenter les déterminants complémentaires de l'industrialisation liés aux variables de contrôle de notre modèle.

Pour les mercantilistes, l'État doit encourager la croissance du secteur manufacturier par des subventions, des privilèges et une protection, le commerce extérieur servant à accumuler des richesses (Ethier, 2010 ; Gern, 1990). La théorie classique du commerce international adopte une position inverse : le développement industriel découle de la participation aux échanges, fondée sur la spécialisation selon les avantages comparatifs (Smith, 1776 ; Ricardo, 1817 ; Heckscher, 1919 ; Ohlin, 1933). Posner (1961) nuance toutefois cette lecture : à travers l'écart technologique et l'innovation, il montre que les avantages relatifs ne sont pas statiques, comme le supposent les classiques, mais dynamiques.

Cette dimension dynamique est au cœur des théories de la protection industrielle. Pour les théoriciens des industries naissantes, le degré d'ouverture doit être modulé selon l'âge de l'industrie nationale (Hamilton, 1791 ; List, 1841). Les approches de l'échange inégal, de la dépendance et du développement bloqué vont plus loin : le commerce international n'est pas toujours bénéfique et peut freiner l'industrialisation des pays aux caractéristiques économiques défavorables (Arghiri 1969, Prebisch, 1950 ; Singer, 1950). L'effet de l'ouverture dépend donc des conditions initiales du pays, ce qui concerne particulièrement les économies dont la spécialisation de départ est peu industrielle. Cette question reste d'actualité : Juhász et al. (2022) analysent, par une approche fondée sur l'analyse de textes, qui conduit les politiques industrielles, avec quels instruments, quand et comment.

La nouvelle théorie du commerce international renouvelle ensuite l'analyse en identifiant des mécanismes par lesquels l'ouverture accroît la productivité des entreprises. Le premier est l'échelle: l'accès à des marchés plus larges permet des économies d'échelle et une spécialisation accrue, dans un cadre de concurrence imparfaite (Krugman, 1979 ; Helpman et Krugman, 1985 ; Bond et al., 2005). Le deuxième est la concurrence : elle discipline les entreprises et réduit l'inefficience liée à une concurrence insuffisante sur le marché national (Leibenstein, 1966), tout en sélectionnant les entreprises les plus productives, qui exportent, au détriment des moins productives (Melitz, 2003).

À ces mécanismes s'ajoute la diffusion technologique, particulièrement importante pour les pays en développement. Ceux-ci bénéficient de la recherche-développement des pays industrialisés par les biens importés (Coe et Helpman, 1995 ; Coe et al., 2008 ; Almeida et Fernandes, 2008), les entreprises multinationales jouant un rôle dans l'apprentissage (Baldwin et al., 2005). Cette diffusion suppose toutefois une capacité d'absorption, notamment en compétences (Basdevant, 2002). Ces gains ne sont d'ailleurs pas automatiques : l'ouverture incite les pays à se spécialiser (Grossman et Helpman, 1990 ; Rodrik, 2009), et cette spécialisation peut réduire la croissance de long terme lorsque le pays se concentre sur des secteurs dont le potentiel de gains de productivité est faible (Redding, 1999).

Ces effets passent par une modification de la structure productive. La transformation structurelle correspond à la réallocation des ressources des secteurs traditionnels vers les secteurs modernes (Lewis, 1954 ; Kuznets, 1966 ; Chenery, 1960), sous l'effet des prix relatifs (Ngai et Pissarides, 2007 ; Acemoglu et Guerrieri, 2008) et des revenus (Kongsamut et al., 2001 ; Foellmi et Zweimüller, 2008). Les travaux récents l'intègrent dans une économie ouverte (Matsuyama, 2009 ; Uy et al., 2013 ; Betts et al., 2017 ; Teignier, 2018 ; Sposi, 2019), car ignorer l'ouverture peut conduire à une attribution erronée des forces motrices (Smitkova, 2018). Dans ce cadre, l'effet de l'ouverture dépend de la compétitivité relative des secteurs et de la taille du marché étranger (Smitkova, 2018), et les importations jouent un rôle plus important que les exportations dans l'ajustement des structures industrielles (Fiorini et al., 2013). L'effet net de l'ouverture sur l'industrie reste donc ambigu, ce qui justifie un test empirique.

Il convient de préciser la portée de ces travaux au regard de notre variable dépendante, la valeur ajoutée industrielle (IndVA). Celle-ci couvre l'industrie au sens large et ne correspond pas exclusivement à la valeur ajoutée manufacturière : selon la définition usuelle des comptes nationaux, elle inclut aussi, par exemple, les industries extractives, la construction et les services collectifs. Elle se distingue également de l'emploi manufacturier, qui mesure la part de la main-d'œuvre occupée dans l'industrie manufacturière et non la production. Or une partie de la littérature mobilisée porte sur l'emploi manufacturier ou sur la valeur ajoutée manufacturière : dans le modèle de Rodrik (2016), l'ouverture et l'entrée de grands exportateurs sur les marchés

mondiaux peuvent faire baisser les prix relatifs des biens manufacturés et réduire la production et l'emploi manufacturiers d'un petit pays ; Menezes-Filho et Muendler (2007), Kletzer (2001) et Ebenstein et al. (2009) étudient le déplacement des travailleurs hors du secteur manufacturier ; Busse et al. (2024) relient libéralisation commerciale et emploi manufacturier dans les pays en développement ; Smitkova (2018) analyse la valeur ajoutée manufacturière. Nous retenons ces travaux pour les mécanismes qu'ils décrivent, mais leurs résultats ne s'appliquent pas directement à la valeur ajoutée industrielle : un recul de l'emploi manufacturier n'implique pas un recul de la valeur ajoutée, notamment lorsque la productivité augmente. L'effet estimé peut en outre refléter des branches non manufacturières, ce qui constitue une limite d'interprétation.

Au-delà de l'ouverture, plusieurs déterminants complémentaires de l'industrialisation correspondent aux variables de contrôle de notre modèle. La formation brute de capital fixe (FBCF) traduit l'effort d'investissement, qui accroît la capacité productive de l'industrie ; Falvey et al. (2013) montrent que l'investissement constitue un canal important du lien entre ouverture et croissance. Les investissements directs étrangers (IDE), associés aux entreprises multinationales (Baldwin et al., 2005), apportent capitaux et technologies ; Pradhan et al. (2017) montrent que l'ouverture, combinée au développement financier, accroît les flux d'IDE et accélère la croissance dans la zone euro, et Arvin et al. (2021) trouvent que l'ouverture et les IDE contribuent à la croissance dans les pays du G20.

La population active, pour sa part, mesure la disponibilité de la main-d'œuvre et non le capital humain : elle ne renseigne ni sur le niveau de qualification ni sur la capacité d'absorption technologique évoquée plus haut, que le modèle ne mesure pas directement. Enfin, l'inflation approche la stabilité de l'environnement macroéconomique : l'instabilité accroît l'incertitude pesant sur le rendement de l'investissement et peut décourager les investisseurs, d'où la recommandation de renforcer la stabilité macroéconomique pour attirer les IDE (Kriaa et al., 2017).

Deux autres facteurs, le développement financier et la qualité institutionnelle, influencent aussi l'industrialisation mais ne figurent pas dans notre modèle empirique : ils ne sont donc pas testés directement. Un système financier plus développé réduit les coûts d'intermédiation et facilite l'accès au crédit pour l'investissement (Levine, 2005), et il renforce l'effet de l'ouverture sur la croissance (Liang-Chou et Shu-Hwa, 2014). De même, la stabilité politique et le respect des règles formelles et informelles encouragent l'investissement dans tous les secteurs, y compris l'industrie (North, 1991 ; Acemoglu et al., 2001). Nous les considérons comme des éléments de contexte qui nuancent l'interprétation des résultats, et non comme des variables explicatives.

b. Etude empirique

Sur le plan empirique, les travaux consacrés à la relation entre ouverture commerciale et industrialisation concluent majoritairement à un effet positif, mais conditionné par des facteurs complémentaires et variable selon les régions et les périodes. En Afrique, Kingue Moudoute et al. (2023) montre, par les GMM en panel dynamique, que l'ouverture exerce un effet positif et significatif sur l'industrialisation dans la zone CEMAC, soutenu par les IDE et le capital humain ; Chatri et al. (2019) conclut que l'ouverture est essentielle au développement industriel de l'Afrique subsaharienne et recommande une libéralisation accrue ; Mouyedi (2021) observe en Afrique centrale des effets modérés et souligne que l'ouverture favorise la croissance industrielle lorsqu'elle est combinée à des investissements dans les compétences ; Njikam (2009) montre, pour le Cameroun, que la qualité des infrastructures améliore significativement la productivité industrielle, surtout après les réformes commerciales ; enfin, Kriaa et al. (2017) identifient les

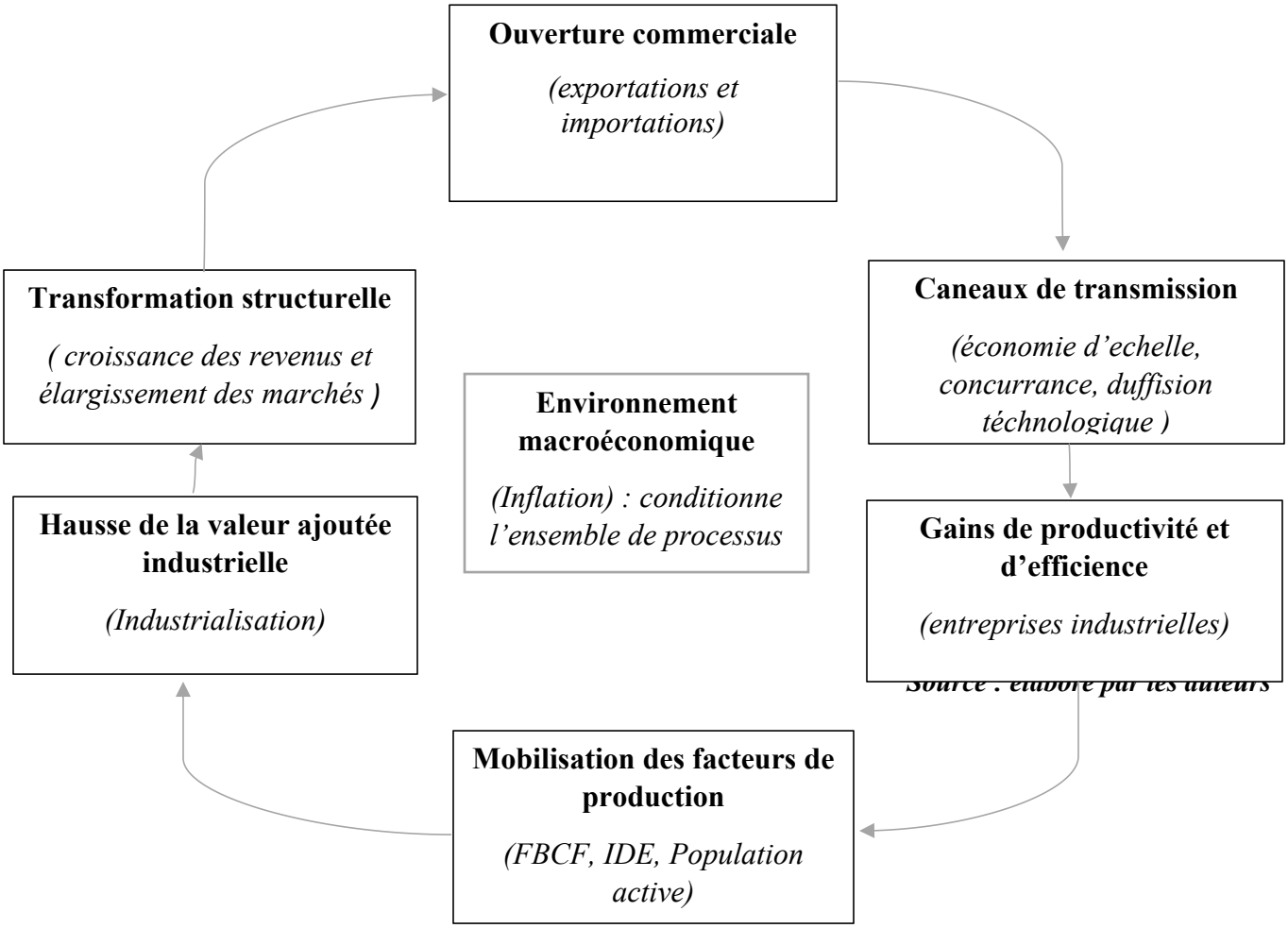
IDE comme un moteur de l'industrialisation africaine et recommandent de renforcer la stabilité macroéconomique pour les attirer. Hors d'Afrique, Kim (2000) constate que la libéralisation des échanges a amélioré la productivité manufacturière coréenne, malgré une libéralisation insuffisante ; Tahir et al. (2016) mettent en évidence un effet positif dans six pays d'Asie du Sud, complété par le capital humain et l'investissement domestique ; et Cortes et Jean (1997) montrent que la concurrence internationale accroît la productivité et la qualification de la main-d'œuvre, surtout dans les pays plus pauvres. Hors d'Afrique, plusieurs études menées sur des économies émergentes associent la libéralisation commerciale à des gains de productivité industrielle. En Inde, Topalova et Khandelwal (2011) montrent que la baisse des droits de douane accroît la productivité des entreprises, grâce à une concurrence accrue et à un meilleur accès aux intrants importés ; Rijesh (2019), sur 17 industries manufacturières entre 1980 et 2013, analyse les mécanismes par lesquels les échanges affectent la productivité (concurrence, économies d'échelle, diffusion technologique). Au Brésil, Ferreira et Rossi (2003) observent une forte progression de la productivité industrielle après les réductions de barrières commerciales de 1988-1990. En Équateur, Wong (2009) examine l'évolution de la productivité des établissements manufacturiers entre 1997 et 2003, après la libéralisation des années 1990, en distinguant les entreprises exportatrices des secteurs concurrencés par les importations. Ces travaux, centrés sur des entreprises ou des branches et sur un seul pays, mettent en évidence des canaux (concurrence, intrants importés, économies d'échelle) qui éclairent la relation étudiée ici, mais leurs résultats ne sont pas directement transposables à un panel africain agrégé. Sur le périmètre africain, Bouda et al. (2025) étudient le lien entre ouverture commerciale et industrialisation en Afrique de l'Ouest en intégrant la qualité institutionnelle et le développement financier, deux dimensions que notre modèle ne contient pas (section 2.1), et Chabi et Saygılı (2024) étudient l'ouverture commerciale et le changement structurel dans la même sous-région ; Mevel-Bidaux (2019) consacre sa thèse aux accords commerciaux préférentiels et à l'industrialisation de l'Afrique, un angle de politique commerciale distinct de celui de cet article, centré sur le degré d'ouverture mesuré par la part des échanges dans le PIB. Kinfack et Bonga-Bonga (2023) étudient l'effet de l'ouverture sur la croissance de pays africains au moyen d'un modèle à transition lisse avec variables instrumentales : leur approche traite l'endogénéité et la non-linéarité, mais porte sur la croissance et non sur la valeur ajoutée industrielle. Nous ne reprenons pas ici les coefficients de ces études ; elles délimitent le périmètre dans lequel se situe notre analyse.

c. Modèle conceptuel et formulation des hypothèses

Le modèle conceptuel de cette étude relie la valeur ajoutée industrielle (IndVA), qui mesure le niveau d'industrialisation, à l'ouverture commerciale, variable d'intérêt, en contrôlant quatre déterminants issus de la revue de la littérature : la formation brute de capital fixe (FBCF), les investissements directs étrangers (IDE), la population active et l'inflation.

La figure 1 synthétise ce cadre : l'ouverture commerciale active des canaux de transmission qui élèvent la productivité des entreprises industrielles, mobilisent les facteurs de production et accroissent la valeur ajoutée industrielle, ce qui nourrit la transformation structurelle, l'élargissement des marchés et, en retour, l'ouverture. L'inflation, qui reflète la stabilité de l'environnement macroéconomique, conditionne l'ensemble du processus.

Figure 1: Modèle conceptuel de la relation entre l'ouverture commerciale et l'industrialisation



Source : élaboré par les auteurs

À partir de ce cadre, nous formulons une hypothèse principale (H1) sur l'effet de l'ouverture commerciale, des hypothèses secondaires sur les variables de contrôle (H2 à H5) et une hypothèse de robustesse (H6).

H1 (hypothèse principale). L'ouverture commerciale a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle des pays africains de l'échantillon. Cette hypothèse s'appuie sur la nouvelle théorie du commerce international (économies d'échelle, concurrence, diffusion technologique) et sur les résultats empiriques de Kingue Moudoute et al. (2023), de Chatri et al. (2019) et de Tahir et al. (2016)

H2. La formation brute de capital fixe a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle, l'accumulation de capital étant un déterminant de la capacité productive (Levine, 2005 ; Falvey et al., 2013).

H3. Les investissements directs étrangers ont un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle, par les apports de capitaux et de technologies (Baldwin et al., 2005 ; Kriaa et al., 2017). Cet effet

peut toutefois être faible ou non significatif lorsque les IDE se concentrent sur des secteurs non industriels ou lorsque l'absorption est limitée (Basdevant, 2002).

H4. La population active a un effet positif sur la valeur ajoutée industrielle, en tant que facteur de production et vecteur d'absorption technologique (Basdevant, 2002 ; Tahir et al., 2016).

H5. L'inflation, reflet de l'instabilité macroéconomique, a un effet négatif ou ambigu sur la valeur ajoutée industrielle, car elle accroît l'incertitude pesant sur l'investissement (North, 1991 ; Kriaa et al., 2017).

H6 (robustesse). L'effet positif de l'ouverture commerciale reste stable lorsque l'on tient compte de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des erreurs, alors que l'effet des autres variables est plus sensible à la méthode d'estimation.

d. Lacune de recherche et contribution de l'étude

La littérature mobilisée fait apparaître trois limites au regard de la question étudiée. La présente recherche vise à apporter des éléments de réponse à ces limites, tout en reconnaissant la portée circonscrite de ses résultats.

*Première limite : le périmètre géographique***.** Les travaux empiriques consacrés à l'Afrique portent principalement sur des sous-régions, notamment la CEMAC, l'Afrique centrale et l'Afrique de l'Ouest (Kingue Moudoute et al., 2023 ; Mouyedi, 2021 ; Bouda et al., 2025 ; Chabi et Saygılı, 2024), sur l'Afrique subsaharienne (Chatri et al., 2019) ou sur un seul pays, comme le Cameroun dans l'étude de Njikam (2009). Ces travaux permettent d'éclairer les relations observées dans leurs espaces d'étude respectifs, mais renseignent moins sur leur régularité dans un ensemble d'économies appartenant à différentes régions du continent et étudiées sur une période commune. La présente recherche élargit ce périmètre d'observation à un panel de 14 pays africains couvrant la période 1990–2022. Cet élargissement ne confère toutefois pas à l'échantillon un caractère représentatif de l'ensemble du continent (section 3.1).

Deuxième limite : la variable expliquée. Plusieurs études examinent les effets de l'ouverture commerciale sur la productivité, l'emploi manufacturier, le changement structurel ou la croissance économique, plutôt que sur la valeur ajoutée industrielle (Njikam, 2009 ; Kim, 2000 ; Busse et al., 2024 ; Chabi et Saygılı, 2024 ; Kinfack et Bonga-Bonga, 2023). Or, l'évolution de ces indicateurs ne traduit pas nécessairement celle de la production industrielle : une diminution de l'emploi manufacturier, par exemple, ne signifie pas automatiquement une baisse de la valeur ajoutée. Pour examiner cette dimension, notre étude retient la valeur ajoutée industrielle comme variable dépendante. Il convient néanmoins de souligner que l'indicateur utilisé couvre l'industrie au sens large, incluant notamment les activités extractives, la construction et les services d'utilité publique. Son interprétation ne peut donc être limitée à la seule industrie manufacturière.

Troisième limite : l'hétérogénéité des résultats et des approches empiriques. Les études existantes mettent en évidence des effets souvent positifs, mais hétérogènes et susceptibles de dépendre de facteurs complémentaires tels que les investissements directs étrangers, le capital humain, les compétences, la qualité institutionnelle et le développement financier (Kingue Moudoute et al., 2023 ; Mouyedi, 2021 ; Bouda et al., 2025). D'autres travaux soulignent des effets plus limités ou des conséquences défavorables sur certaines dimensions de l'activité industrielle (Kim, 2000 ; Busse et al., 2024). En outre, les différences entre les périodes d'étude, les indicateurs retenus et les méthodes d'estimation rendent les résultats difficilement comparables. La présente recherche ne vise pas à tester l'ensemble de ces facteurs conditionnels.

Elle examine plutôt si l'association entre ouverture commerciale et valeur ajoutée industrielle se maintient dans un même cadre empirique, lorsque sont simultanément prises en compte la formation brute de capital fixe, les investissements directs étrangers, la population active et l'inflation. La stabilité des résultats est également examinée au moyen de différentes spécifications économétriques. Les méthodes mobilisées — MCO groupés, effets fixes et aléatoires, erreurs-types regroupées par pays et PCSE — relèvent des pratiques courantes de l'économétrie des panels et ne constituent pas une innovation méthodologique.

Apport et portée de l'étude: La présente recherche apporte un éclairage empirique complémentaire à la littérature en examinant l'association entre ouverture commerciale et valeur ajoutée industrielle dans un panel de 14 économies africaines appartenant à différentes régions du continent, sur la période 1990–2022. Elle se distingue par le recours à une variable dépendante centrée sur la valeur ajoutée industrielle et par l'examen de cette relation dans un cadre économétrique commun, intégrant simultanément la formation brute de capital fixe, les investissements directs étrangers, la population active et l'inflation. La stabilité des résultats est également examinée à travers différentes spécifications économétriques. Cette contribution demeure toutefois circonscrite à l'échantillon étudié : elle ne permet ni d'établir une relation de causalité, ni d'identifier les mécanismes de transmission, ni de généraliser directement les conclusions à l'ensemble des économies africaines.

3. Méthodologie de recherche

a. Description et sources des données

Cette étude vise à examiner l'impact de l'ouverture commerciale sur l'industrialisation dans un échantillon de 14 pays africains. La sélection de ces pays repose sur une démarche ciblée, tenant compte de la place de l'industrie dans leur structure économique, de leur degré d'ouverture commerciale et de la disponibilité des données statistiques nécessaires à l'analyse économétrique sur la période 1990-2022. Deux indicateurs issus de la base de données de la Banque mondiale sont mobilisés pour caractériser ces deux dimensions : (i) la valeur ajoutée industrielle en pourcentage du PIB (NV.IND.TOTL.ZS), utilisée comme indicateur du niveau d'industrialisation ; et (ii) le ratio des exportations et des importations de biens et de services au PIB (NE.TRD.GNFS.ZS), qui mesure le degré d'ouverture commerciale.

L'échantillon comprend les pays suivants : Afrique du Sud, Algérie, Angola, Botswana, Côte d'Ivoire, Égypte, Ghana, Kenya, Maroc, Maurice, Namibie, Sénégal, Tanzanie et Tunisie. L'analyse repose sur un panel annuel couvrant 33 années, de 1990 à 2022, soit un maximum de 462 observations pays-années (14 × 33).

Le panel n'est toutefois pas parfaitement cylindré, en raison de données manquantes pour certaines variables et certaines années. Le nombre d'observations disponibles varie ainsi de 447 à 462 selon les variables. Les estimations économétriques reposent sur 416 observations, correspondant aux années-pays pour lesquelles toutes les variables intégrées au modèle sont simultanément renseignées. Les statistiques descriptives présentées dans la suite de l'étude sont calculées sur l'ensemble des observations disponibles pour chaque variable.

Sélection de l'échantillon et limites pour la généralisation. La sélection des pays appelle une précaution méthodologique. En effet, les critères de sélection portent directement sur les deux dimensions au cœur de cette recherche : l'industrialisation, qui constitue la variable dépendante, et l'ouverture commerciale, qui représente la principale variable explicative. Ce choix est susceptible d'introduire un biais de sélection et de modifier les propriétés statistiques de l'échantillon. La sélection des pays sur la base de leur niveau d'industrialisation peut notamment

affecter la distribution de la variable dépendante, tandis que le choix d'économies relativement ouvertes peut réduire la variabilité de la variable explicative et limiter la comparaison avec les pays faiblement ouverts. Le sens et l'ampleur de ces éventuels biais ne peuvent toutefois pas être déterminés a priori. Aucune correction spécifique du biais de sélection n'étant mise en œuvre, les coefficients estimés doivent être interprétés au regard de la composition de l'échantillon. Les résultats concernent ainsi les 14 pays étudiés et ne peuvent être généralisés directement à l'ensemble des économies africaines, notamment aux pays présentant des niveaux plus faibles d'industrialisation et d'ouverture commerciale.

Les données utilisées proviennent de la base *World Development Indicators* de la Banque mondiale (s. d.). Le choix des variables de contrôle s'appuie sur le cadre théorique de la fonction de production et sur les travaux empiriques consacrés aux déterminants de la performance industrielle.

Les variables d'intérêt du modèle sont la valeur ajoutée industrielle, retenue comme indicateur de l'industrialisation, et l'indice d'ouverture commerciale. En plus de ces variables principales, le modèle intègre des variables de contrôle couramment utilisées dans la littérature économique et adaptées aux particularités des pays africains :

- **Développement industriel (IndVA)**

La valeur ajoutée industrielle est généralement utilisée pour évaluer la contribution du secteur industriel à l'économie ; elle reflète le développement et la performance de ce secteur. Sa croissance est influencée par différents éléments, en plus des facteurs de base (capital et travail). Cette variable constitue la variable dépendante du modèle.

- **Ouverture commerciale (OUV)**

L'analyse empirique de l'impact de la politique commerciale pose le défi de déterminer des mesures appropriées des restrictions commerciales. L'ouverture n'est pas toujours mesurée à partir de l'évolution des droits de douane, mais souvent à partir de la part des échanges (exportations + importations) dans le PIB (Rodriguez et Rodrik, 2000). Cette mesure est retenue ici afin d'évaluer l'association entre l'ouverture commerciale et les résultats industriels.

- **Formation brute de capital fixe (FBCF)**

Les investissements dans les infrastructures, les équipements et d'autres actifs fixes constituent la formation brute de capital fixe. Ils jouent un rôle crucial dans la croissance économique, car ils augmentent la capacité de production et l'efficacité. Dans le modèle, la FBCF est mesurée par sa part dans le PIB et sert d'indicateur de l'effort d'investissement productif.

- **Investissement direct étranger (IDE)**

Les investissements directs étrangers désignent les investissements réalisés par des non-résidents dans l'économie d'un pays. Ils favorisent le transfert de technologies, l'amélioration des compétences de la main-d'œuvre locale et l'accroissement de la capacité productive, et sont fréquemment perçus comme un signe de la confiance des investisseurs étrangers envers l'économie.

- **Population active (popactive)**

La population active totale comprend les personnes âgées de 15 ans et plus qui correspondent à la définition de la population active économiquement de l'Organisation internationale du Travail,

c'est-à-dire toutes les personnes qui fournissent du travail pour la production de biens et de services au cours d'une période donnée. Elle est utilisée comme proxy du facteur travail.

- **Inflation (INF)**

L'inflation correspond à la variation des prix des biens et services dans un pays. Une inflation modérée peut accompagner la croissance, tandis qu'une inflation élevée ou volatile peut compromettre la stabilité économique et la confiance des investisseurs. Le taux d'inflation est employé afin de contrôler l'effet de la stabilité des prix sur les performances industrielles.

Seule la population active est exprimée en logarithme naturel (ln_popactive), afin de ramener cette variable, exprimée en nombre de personnes, à une échelle comparable à celle des autres variables, qui sont exprimées en pourcentage du PIB ou en taux. Le tableau 1 résume l'ensemble des variables utilisées dans le modèle.

Tableau 1 : Synthèse des variables économiques étudiées

Variable	Description	Source	Signe attendu
IndVA	Valeur ajoutée du secteur industriel, utilisée comme indicateur de l'industrialisation (variable dépendante).	Banque mondiale (WDI)	–
ouv	Ouverture commerciale, mesurée par le rapport entre la somme des exportations et des importations de biens et services et le PIB.	Banque mondiale (WDI)	Positif
FBCF	Formation brute de capital fixe, exprimée en pourcentage du PIB, utilisée comme indicateur du capital physique.	Banque mondiale (WDI)	Positif
IDE	Investissement direct étranger, indicateur de l'attractivité du pays pour les capitaux étrangers.	Banque mondiale (WDI)	Positif
ln_popactive	Logarithme de la population active totale (15 ans et plus), utilisée comme proxy du facteur travail.	Banque mondiale (WDI)	Positif
Inflation	Taux d'inflation, mesuré à partir de l'indice des prix à la consommation.	Banque mondiale (WDI)	Négatif

Source : élaboré par les auteurs

En combinant ces variables, cette étude cherche à analyser la relation entre l'ouverture commerciale et l'industrialisation des pays africains, tout en contrôlant les principaux déterminants macroéconomiques de la performance industrielle.

b. Statistiques descriptives

Le tableau 2 présente les principales statistiques descriptives des variables retenues dans cette étude.

Tableau 2 : Statistiques descriptives des variables de l'étude

Variable	Observations	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
IndVA	447	27,6769	12,1089	−1,7536	72,7174
ouv	450	68,4787	24,9245	23,9809	137,1121
FBCF	451	22,5329	6,2921	0,0000	43,0744
IDE	462	2,1077	3,3219	−10,0384	40,1673
ln_popactive	449	15,5335	1,2789	13,0178	17,3003
Inflation	447	32,0794	246,3270	−2,2480	4145,1060

Source : élaboré par les auteurs

Les résultats mettent en évidence une forte hétérogénéité entre les pays et les années de l'échantillon. La valeur ajoutée industrielle (IndVA) présente une moyenne de 27,68 pour un écart-type de 12,11, avec des valeurs comprises entre −1,75 et 72,72. L'ouverture commerciale affiche une moyenne de 68,48 et un écart-type de 24,92, avec un maximum de 137,11, ce qui indique que, pour certaines observations, la somme des exportations et des importations dépasse le PIB. La FBCF atteint en moyenne 22,53 avec un écart-type de 6,29, tandis que l'IDE présente une moyenne de 2,11, un écart-type de 3,32 et des valeurs extrêmes allant de −10,04 à 40,17. Enfin, la variable inflation se caractérise par une dispersion très élevée (moyenne de 32,08 ; écart-type de 246,33 ; maximum de 4 145,11), reflétant la présence de valeurs extrêmes qui invite à la prudence dans l'interprétation de son coefficient. Cette hétérogénéité plaide pour une analyse en données de panel, permettant de tenir compte des différences entre pays.

c. Matrice de corrélation

La matrice de corrélation présentée dans le tableau 3 permet d'examiner le sens et l'intensité des relations linéaires entre les variables du modèle. Elle constitue également une première étape pour détecter d'éventuels problèmes de multicolinéarité entre les variables explicatives.

Tableau 3 : Matrice de corrélation des variables du modèle

Variables	IndVA	ouv	FBCF	IDE	ln_popactive	Inflation
IndVA	1,0000					
ouv	0,2803***	1,0000				
FBCF	0,3725***	0,1964***	1,0000			
IDE	0,1768***	0,0981**	0,0881*	1,0000		
ln_popactive	−0,0289	−0,7763***	−0,0309	−0,0001	1,0000	
Inflation	0,2430***	0,0255	0,0481	0,1202**	0,0033	1,0000
*Note : *** significatif au seuil de 1 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; * significatif au seuil de 10 %.*						

Source : élaboré par les auteurs

Le tableau 3 montre que la valeur ajoutée industrielle est positivement et significativement corrélée à l'ouverture commerciale (0,2803), à la FBCF (0,3725), à l'IDE (0,1768) et à

l'inflation (0,2430), tandis que sa corrélation avec la population active (−0,0289) n'est pas significative. Entre variables explicatives, les corrélations demeurent généralement faibles. La seule corrélation élevée est celle entre l'ouverture commerciale et la population active (−0,7763) : elle reste inférieure au seuil usuel de 0,80, mais proche de celui-ci. Ce point justifie un examen plus formel de la multicolinéarité (section 3.5).

d. Modèle de référence

Le point de départ de l'évaluation empirique est une fonction de production de type Cobb-Douglas, dont le progrès technologique est neutre au sens de Hicks :

$$Y_{IndVA,t} = A_t K_t^{\alpha} L_t^{\beta} \quad (1)$$

où $0 < \alpha < 1$, $0 < \beta < 1$ et $\alpha + \beta = 1$. $Y_{IndVA,t}$ représente la valeur ajoutée générée par le secteur industriel à la date 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.

Nous nous appuyons sur la spécification proposée par Tahir et al. (2016), dans laquelle la productivité totale des facteurs est modélisée en fonction de plusieurs variables, notamment l'ouverture commerciale, la formation brute de capital fixe, l'investissement direct étranger, la population active et l'inflation :

$$A_t = f(C, OUV_t, FBCF_t, IDE_t, POPACTIVE_t, INFLATION_t) \quad (2)$$

L'équation (2) peut s'écrire sous forme multiplicative :

$$A_t = C \cdot OUV_t^{\gamma} \cdot FBCF_t^{\delta} \cdot IDE_t^{\tau} \cdot POPACTIVE_t^{\omega} \cdot INFLATION_t^{\varphi}$$

En combinant les équations (1) et (2), et en approximant le capital K et le travail L par la FBCF et la population active déjà présentes dans (2), on obtient :

$$Y_{IndVA,t} = C \cdot OUV_t^{\gamma} \cdot FBCF_t^{\delta} \cdot IDE_t^{\tau} \cdot POPACTIVE_t^{\omega} \cdot INFLATION_t^{\varphi} \quad (3)$$

En appliquant le logarithme sur la variable population active, nous obtenons l'équation estimable ci-dessous :

$$IndVA_{it} = C + \gamma\, OUV_{it} + \delta\, FBCF_{it} + \tau\, IDE_{it} + \omega\, Ln_popactive_{it} + \varphi\, INFLATION_{it} + u_{it} \quad (4)$$

où i représente le pays et t l'année ; u_{it} est le terme d'erreur, qui peut inclure un effet individuel propre à chaque pays. Les variables étant exprimées en niveau (pourcentage du PIB ou taux), à l'exception de la population active en logarithme, le coefficient γ, δ, τ ou φ mesure la variation de IndVA (en points) associée à une hausse d'une unité de la variable correspondante, tandis que ω/100 mesure la variation de IndVA associée à une hausse de 1 % de la population active.

3.5. Analyse de la multicolinéarité

La multicolinéarité est l'un des problèmes pouvant survenir en modélisation et affecter l'estimation du modèle ; il est donc nécessaire de vérifier son absence entre les variables explicatives. Le tableau 4 présente les facteurs d'inflation de la variance (VIF) et les tolérances associées.

Tableau 4 : Test de multicolinéarité

Variables explicatives	VIF	Tolérance (1/VIF)
Ouverture commerciale (ouv)	2,86	0,3497
Population active en logarithme (ln_popactive)	2,77	0,3608
Inflation (Inflation)	1,11	0,9011
Formation brute de capital fixe (FBCF)	1,08	0,9273
Investissements directs étrangers (IDE)	1,05	0,9519
VIF moyen	1,77	—

Source : élaboré par les auteurs

Les résultats du tableau 4 montrent qu'il n'existe pas de problème de multicolinéarité entre les variables explicatives : l'ensemble des VIF (maximum de 2,86 ; moyenne de 1,77) est très inférieur au seuil critique de 10, et les tolérances sont toutes supérieures à 0,34. La corrélation relativement élevée entre l'ouverture commerciale et la population active (tableau 3) ne remet donc pas en cause la stabilité des estimations.

e. Stratégie d'estimation

La stratégie économétrique repose sur plusieurs étapes complémentaires visant à identifier une spécification adaptée aux caractéristiques des données de panel.

Dans un premier temps, le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires groupés (MCO), les effets fixes (EF) et les effets aléatoires (EA), afin de comparer les résultats et de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle des pays (tableau 5). Ces estimateurs et ces tests relèvent des pratiques courantes de l'économétrie des panels (Bourbonnais, 2015) ; ils ne sont pas présentés comme une innovation méthodologique.

Dans un deuxième temps, les tests de Fisher et de Hausman sont mobilisés pour déterminer la spécification la plus appropriée (tableau 6). Les résultats conduisent à privilégier le modèle à effets fixes, qui constitue la spécification de référence.

Dans un troisième temps, plusieurs tests diagnostiques sont réalisés afin d'examiner les propriétés des erreurs, notamment l'hétéroscédasticité, l'autocorrélation d'ordre 1 et la dépendance transversale (tableau 7).

Compte tenu de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation détectées, une attention particulière est accordée à l'inférence statistique. Le modèle à effets fixes avec erreurs-types groupées par pays est examiné comme spécification principale. Toutefois, compte tenu du nombre limité de pays dans l'échantillon, la fiabilité des tests statistiques doit être évaluée avec prudence.

Enfin, une estimation complémentaire par la méthode des *Panel-Corrected Standard Errors* (PCSE), avec une structure autorégressive d'ordre 1, est envisagée afin d'examiner la robustesse des résultats. Cette estimation doit être interprétée comme une spécification alternative, dont les hypothèses et la prise en compte de l'hétérogénéité individuelle doivent être explicitement précisées. Les coefficients sont interprétés comme des associations conditionnelles et non

comme des effets causaux, en l'absence d'une stratégie spécifique d'identification de l'endogénéité.

4. Résultats

a. Résultats des estimations MCO, MEF et MEA

Tableau 5 : MCO groupés, effets fixes et effets aléatoires

Variable	MCO groupés	Effets fixes	Effets aléatoires
ouv	0,1969*** (0,0314)	0,1902*** (0,0272)	0,1961*** (0,0272)
FBCF	0,5192*** (0,0768)	−0,1134* (0,0660)	−0,0660 (0,0655)
IDE	−0,6618*** (0,1900)	−0,1207 (0,1265)	−0,1090 (0,1270)
ln_popactive	2,3919*** (0,6126)	7,5601*** (1,5009)	5,3106*** (1,1535)
Inflation	0,2357*** (0,0469)	0,1013*** (0,0366)	0,0834** (0,0354)
Constante	−35,7467*** (11,0551)	−101,5418*** (23,4412)	−66,8755*** (18,3664)
Observations	416	416	416
Pays	14	14	14
R^2 (intra / inter / global)	0,2835 (global)	0,1578 / 0,0213 / 0,0147	0,1521 / 0,0830 / 0,0608
σ_u ; ρ	—	11,6938 ; 0,8138	7,6382 ; 0,6510
Statistique globale	F(5 ; 410) = 32,44	F(5 ; 397) = 14,88	Wald $\chi^2(5)$ = 71,24

*Note : *** p < 0,01 ; ** p < 0,05 ; * p < 0,10. Variable dépendante : IndVA. Coefficients, avec écarts-types conventionnels entre parenthèses.*

Source : élaboré par les auteurs

Les trois spécifications révèlent un effet positif et statistiquement significatif de l'ouverture commerciale sur la valeur ajoutée industrielle. Ce résultat suggère qu'une plus grande ouverture commerciale est associée à une industrialisation plus importante, toutes choses égales par ailleurs.

En revanche, l'effet de la FBCF varie selon la méthode d'estimation : son coefficient est positif et significatif en MCO groupés, mais devient négatif et faiblement significatif dans le modèle à effets fixes. Les IDE présentent un coefficient négatif, mais non significatif dans les modèles à effets fixes et aléatoires. La variable représentant la population active et l'inflation affichent des coefficients positifs et significatifs dans les trois spécifications.

Enfin, les valeurs de ρ indiquent qu'une part importante de la variance résiduelle est associée aux différences entre les pays, particulièrement dans le modèle à effets fixes (ρ =0,8138). Cela souligne l'intérêt de prendre en compte l'hétérogénéité individuelle dans l'analyse.

b. Spécification des modèles

Tableau 6 : Tests de spécification

Test	Statistique	p-value	Hypothèse nulle	Conclusion
Fisher (effets individuels, après EF)	F(13 ; 397) = 59,52	< 0,001	Tous les effets individuels sont nuls	Rejet : les MCO groupés sont écartés au profit d'effets individuels
Hausman (EF vs EA,)	$\chi^2(5) = 16,60$	0,0053	La différence entre coefficients n'est pas systématique (EA cohérents)	Rejet : EF préférés aux EA

Source : élaboré par les auteurs

Le test de Fisher est statistiquement significatif ($p<0,001$), ce qui conduit à rejeter l'hypothèse d'absence d'effets individuels. Les MCO groupés ne sont donc pas adaptés, et la prise en compte des spécificités propres à chaque pays est nécessaire.

Par ailleurs, le test de Hausman donne une statistique de ($\chi^2(5) = 16,60$), avec une p-value de 0,0053. L'hypothèse nulle est rejetée au seuil de 1 %, ce qui conduit à privilégier le modèle à effets fixes par rapport au modèle à effets aléatoires.

c. Tests de diagnostic du modèle retenu

Tableau 7 : Tests d'hétéroscédasticité, d'autocorrélation et de dépendance transversale

Test	Statistique	p-value	Hypothèse nulle	Conclusion
Breusch–Pagan/Cook–Weisberg (MCO groupés, valeurs ajustées)	$\chi^2(1) = 6,83$	0,0090	Variance constante des résidus	Rejet : hétéroscédasticité des résidus MCO
Wald modifié (après EF)	$\chi^2(14) = 452,42$	< 0,001	Variance commune à tous les pays	Rejet : hétéroscédasticité interindividuelle
Wooldridge	F(1 ; 13) = 168,476	< 0,001	Absence d'autocorrélation d'ordre 1	Rejet : autocorrélation AR(1)
Pesaran CD (après EF)	0,797	0,4254	Indépendance transversale des erreurs	Non-rejet de l'indépendance ; corrélation absolue moyenne hors diagonale : 0,411

Source : élaboré par les auteurs

Les tests de Breusch–Pagan et de Wald modifié rejettent l'hypothèse d'homoscédasticité, tandis que le test de Wooldridge met en évidence une autocorrélation d'ordre 1 des erreurs. En revanche, le test de Pesaran ne révèle pas de dépendance transversale statistiquement significative ($p=0,4254$). Ces résultats indiquent que les estimations à effets fixes avec erreurs-types conventionnelles risquent de produire des inférences peu fiables, ce qui justifie l'examen de méthodes d'estimation plus adaptées.

5. Estimations à effets fixes et par la méthode PCSE : comparaison des coefficients et des erreurs-types

Afin de tenir compte des problèmes détectés, le tableau 8 compare les estimations à effets fixes avec erreurs-types conventionnelles, les erreurs-types regroupées par pays et la méthode des erreurs-types corrigées pour les panels (PCSE).

Tableau 8 : Comparaison des estimations à effets fixes et PCSE

Variables explicatives	FE classique	FE avec erreurs-types groupées	PCSE
Ouverture commerciale (ouv)	0,1902*** (0,0272)	0,1902*** (0,0559)	0,1499*** (0,0387)
FBCF	−0,1134* (0,0660)	−0,1134 (0,2160)	−0,0186 (0,0985)
IDE	−0,1207 (0,1265)	−0,1207 (0,0976)	−0,2362* (0,1305)
Population active (log)	7,5601*** (1,5009)	7,5601 (4,7331)	1,7288** (0,8755)
Inflation	0,1013*** (0,0366)	0,1013 (0,0656)	0,2093*** (0,0399)
Constante	−101,5418*** (23,4412)	−101,5418 (73,0152)	−11,3090 (14,9593)
Observations	416	416	416
Nombre de pays	14	14	14
R^2 within	0,1578	0,1578	—
R^2 PCSE	—	—	0,2473
Statistique globale	F = 14,88	F = 12,07	$\chi^2 = 60,13$
p-value globale	0,0000	0,0002	0,0000
*Notes : erreurs-types entre parenthèses. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.*			

Source : élaboré par les auteurs

Les résultats présentés dans le tableau 8 permettent d'examiner la robustesse des effets estimés en comparant trois spécifications économétriques. L'ouverture commerciale présente un coefficient positif et statistiquement significatif dans les trois modèles. Son coefficient varie entre 0,1499 et 0,1902, ce qui indique que l'association positive entre l'ouverture commerciale et la valeur ajoutée industrielle demeure stable malgré le changement de méthode d'estimation. Ce résultat suggère que l'intégration commerciale peut accompagner le développement industriel des économies africaines étudiées.

En revanche, les résultats relatifs aux autres variables sont moins robustes. Le coefficient de la FBCF devient non significatif dans les spécifications avec erreurs-types corrigées ou regroupées. Les IDE présentent un effet négatif, mais ne sont significatifs qu'au seuil de 10 % dans le modèle PCSE. La population active et l'inflation affichent, quant à elles, des coefficients positifs et significatifs dans cette dernière spécification.

Dans l'ensemble, la stabilité du coefficient de l'ouverture commerciale constitue le principal résultat de cette analyse. Toutefois, ces estimations mettent en évidence une association statistique et ne suffisent pas à établir un lien de causalité. Modèle retenu. Les tests de spécification (tableau 6) conduisent à retenir le modèle à effets fixes comme spécification de référence : les effets individuels sont significatifs et le test de Hausman écarte les effets aléatoires. Compte tenu de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation (tableau 7), l'inférence repose sur les erreurs-types groupées par pays, et l'estimation PCSE-AR(1), qui ne comporte pas d'effets fixes, sert de contrôle de robustesse. Dans le modèle de référence, une hausse d'un point de pourcentage de l'ouverture est associée, en moyenne, à une hausse de 0,19 point de IndVA (erreur-type groupée : 0,056), contre 0,15 point avec PCSE. Les erreurs-types groupées reposent sur 14 grappes seulement, ce qui appelle à la prudence.

6. Conclusion

Cet article avait pour objectif d'examiner la relation entre l'ouverture commerciale et l'industrialisation dans 14 pays africains entre 1990 et 2022. Après avoir mobilisé la littérature théorique et empirique pour formuler six hypothèses, nous avons estimé un modèle en données de panel dans lequel la valeur ajoutée industrielle est expliquée par l'ouverture commerciale, la formation brute de capital fixe, les investissements directs étrangers, la population active et l'inflation.

Le principal résultat est la stabilité de l'association positive entre l'ouverture commerciale et la valeur ajoutée industrielle. Le coefficient de l'ouverture est positif et significatif au seuil de 1 % dans les modèles MCO groupés, à effets fixes et à effets aléatoires, ainsi qu'avec des erreurs-types groupées par pays et avec la méthode PCSE ; il varie entre 0,1499 et 0,1969, et vaut 0,1902 dans le modèle à effets fixes retenu comme référence. Les tests de spécification conduisent à retenir le modèle à effets fixes plutôt que les MCO groupés ou les effets aléatoires, et les tests diagnostiques révèlent une hétéroscédasticité et une autocorrélation d'ordre 1 des erreurs, sans dépendance transversale significative. La conclusion relative à l'ouverture résiste néanmoins à ces corrections, ce qui est cohérent avec H1 et H6.

Les résultats relatifs aux variables de contrôle sont moins robustes. L'effet de la formation brute de capital fixe, positif en MCO groupés, devient négatif puis non significatif dès que les propriétés des erreurs sont prises en compte, de sorte que H2 n'est pas confirmée de façon robuste. Les investissements directs étrangers présentent un coefficient négatif, significatif seulement au seuil de 10 % dans le modèle PCSE, ce qui ne confirme pas H3. La population active affiche un coefficient positif et significatif dans les trois estimations de base et dans le modèle PCSE, mais pas avec des erreurs-types groupées par pays, ce qui ne permet de valider H4 que partiellement. Enfin, l'inflation présente un coefficient positif, qui contredit l'effet négatif attendu en H5 ; ce signe doit être interprété avec prudence, compte tenu de la présence de valeurs extrêmes dans cette variable.

Sur le plan des politiques économiques, ces résultats invitent à ne pas opposer ouverture commerciale et industrialisation dans les économies étudiées. Ils ne justifient pas pour autant une libéralisation indifférenciée : l'analyse ne teste ni les conditions institutionnelles et financières dans lesquelles l'ouverture profite à l'industrie, ni la composition sectorielle des échanges.

Plusieurs limites doivent être soulignées. Premièrement, les estimations mettent en évidence des associations conditionnelles et ne permettent pas d'établir un lien de causalité, aucune stratégie spécifique de traitement de l'endogénéité n'étant mise en œuvre. Deuxièmement, la valeur ajoutée industrielle couvre l'industrie au sens large, y compris les industries extractives, la

construction et les services collectifs, et ne se limite pas à l'industrie manufacturière ; l'effet estimé peut donc refléter des branches non manufacturières. Troisièmement, la population active mesure la disponibilité de la main-d'œuvre et non le capital humain, tandis que le développement financier et la qualité institutionnelle, évoqués dans la revue de la littérature, ne figurent pas dans le modèle. Enfin, l'échantillon de 14 pays résulte d'une sélection ciblée fondée notamment sur leur niveau d'industrialisation, leur degré d'ouverture commerciale et la disponibilité des données. Cette démarche, qui porte sur des caractéristiques proches des variables étudiées, expose l'analyse à un risque de biais de sélection dont l'ampleur et le sens n'ont pas été mesurés. Par conséquent, les résultats doivent être interprétés au regard de la composition de l'échantillon et ne peuvent être directement généralisés à l'ensemble des économies africaines. Ces limites ouvrent plusieurs perspectives de recherche. Des travaux ultérieurs pourraient mobiliser des modèles de panel dynamique ou des méthodes fondées sur les variables instrumentales afin de mieux prendre en compte les problèmes potentiels d'endogénéité. Ils pourraient également distinguer la valeur ajoutée manufacturière des autres composantes de l'industrie, examiner les éventuels effets non linéaires de l'ouverture commerciale et intégrer des variables d'interaction permettant d'évaluer le rôle du développement financier et de la qualité institutionnelle. Enfin, l'élargissement de l'échantillon à des économies moins industrialisées ou moins ouvertes permettrait d'étudier plus largement l'hétérogénéité de la relation entre ouverture commerciale et industrialisation sur le continent africain.

7. Références

- Acemoglu, D., johnson, S., & robinson, J. A. (2001). The colonial origins of comparative development: An empirical investigation. American economic review, 91(5), 1369–1401. https://doi.org/10.1257/aer.91.5.1369
- Arghiri, E. (1969). L'Echange Inegal: Essai sur les antagonismes dans les rapports _economiques internationaux (pp. 1–422). F Maspero.
- Arvin, MB , Pradhan, RP et Nair, M. (2021). Découvrir les interconnexions entre la connectivité et la pénétration des TIC, l'ouverture commerciale, l' investissement direct étranger et la croissance économique : le cas des pays du G-20 . *Télématique et informatique* , **60** , 1-25 .
- Baldwin, R. , Braconier, H. , & Forslid, R. (2005). Multinationales, croissance endogène et retombées technologiques : théorie et données probantes . *Review of International Economics* , **13** (5), 945 – 936 .
- Banque mondiale. (s. d.). Données par pays. https://donnees.banquemondiale.org/pays
- Basdevant, O. (2002). Croissance, R-D et formation: Une revue de la litt_erature. Revue D'_economie Politique, Vol.112(2), 173–195. https://doi.org/10.3917/redp.122.0173
- Betts C, Rahul R, Verma R (2017) Trade, reform, and structural transformation in south Korea. IMF Econ Rev 65(4):745?791
- Bond, EW , Jones, RW et Ping, W. (2005). Décollages économiques dans un processus dynamique de mondialisation . *Revue d'économie internationale* , **13** (1), 1 – 19 .
- Bouda, R. A. K., Zoungrana, T. D., & Ouedraogo, I. (2025). *Effects of trade openness on industrialization in West African countries: The role of institutional quality and financial development*. Cogent Economics & Finance, 13(1), Article 2587493. https://doi.org/10.1080/23322039.2025.2587493
- Bourbonnais, R. (2015). Économétrie : cours et exercices corrigés (9e éd.). Dunod.

- Busse, M., Dary, S. K., & Wüstenfeld, J. (2024). *Trade liberalisation and manufacturing employment in developing countries*. Structural Change and Economic Dynamics, 70, 410–421. https://doi.org/10.1016/j.strueco.2024.05.003
- Chabi, P., & Saygılı, R. (2024). *Trade openness and structural change dynamics in West African countries.* Journal of Economic Structures, 13, Article 6. https://doi.org/10.1186/s40008-023-00324-9
- Chatri, A., Zouiri, H., Zenati, A., & Chouati, M. (2019). *Ouverture commerciale et développement du secteur industriel dans les pays en développement : Cas de l'Afrique subsaharienne.* Dans A. Chatri (dir.), 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
- Chenery, H. B. (1960). *Patterns of industrial growth.* American Economic Review, 50(4), 624–654. https://fr.scribd.com/presentation/485221143/chennary-industrilization
- Coe, D. T., & Helpman, E. (1995). *International R&D spillovers.* European Economic Review, 39(5), 859–887. https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)00100-E
- Cortes, O., & Jean, S. (1997). *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis* (Document de travail no 97-08). CEPII.
- El Hassani, W., & Allali, A. (2023). *L'industrialisation en Afrique à l'ère de la ZLECAf : Vers une intégration mondiale accélérée via les chaînes de valeur régionales*. International Journal of Accounting, Finance, Auditing, Management and Economics, 4(6-1), 409–436. https://doi.org/10.5281/zenodo.10420792
- Ethier, D. (2010). Introduction aux r_elations internationales. Presses de l'Universit_e Montr_eal. 1–274. https://doi.org/10.4000/books.pum.6398
- Falvey, R. , Foster-McGregor, N. , & Khalid, A. (2013). Libéralisation du commerce et croissance: une exploration de seuil . *Journal of the Asia Pacific Economy* , **18** (2), 230 – 252 .
- Ferreira, P. C., & Rossi, J. L. (2003). *New evidence from Brazil on trade liberalization and productivity growth.* International Economic Review, 44(4), 1383–1405. https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00114
- Fiorini M, Jansen M, Kummritz V, Xie, W (2013) Trade and the extent of structural change. Working Paper ESTG2013, European
- Trade Study Group, Bern. See online at: https:// www. etsg. org/ ETSG2 013/ Papers/ 221. pdf
- Juhász, R., Lane, N., Oehlsen, E., & Pérez, V. C. (2022). *The who, what, when, and how of industrial policy:* A text-based approach. SSRN. https://doi.org/10.2139/ssrn.4198209
- Hamilton, A. (1791). Report on Manufacturing. R_eimprim_e Dans Les Document du Senat Am_ericain, 1913, 22. https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.38.4.111
- Heckscher, E. (1919). Utrikhandelms verkan pa ink€omstfordel-mingen. Eknomisk Tidskrift, 1(1), 497–512.
- Helpman, E., et Krugman, P. (1985). Market Structure and Foreign Trade: Increasing returns, imperfect competition and the international economy (pp. 1–283). MIT Press
- 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

- Kinfack, E., & Bonga-Bonga, L. (2023). *The growth effect of trade openness on African countries: Evidence from using an instrumental variable panel smooth transition model.* Bulletin of Economic Research, 75(2), 366–379. https://doi.org/10.1111/boer.12360
- Kingue Moudoute, A. R., Mengue Essono, L. Y. A., Messoh Lonte, M., & Eze Eze, D. (2023). *Effect of trade openness on industrialization in the CEMAC zone*. Revue Économie, Gestion et Société, 1(37).
- Kriaa, I., Ettbib, R., & Akrout, Z. (2017). *Foreign direct investment and industrialization of Africa*. International Journal of Innovation and Applied Studies, 21(3), 477–491. http://www.ijias.issr-journals.org/abstract.php?article=IJIAS-17-123-12
- Krugman, P. R. (1979). *Increasing returns, monopolistic competition, and international trade*. Journal of International Economics, 9(4), 469–479. https://doi.org/10.1016/0022-1996(79)90017-5
- Kuznets, S. (1966). *Modern economic growth: Rate, structure, and spread.* Yale University Press. *The Economic Journal*, Volume 77, Issue 308, 1 December 1967, Pages 882–883, https://doi.org/10.2307/2229582
- Levine, R. (2005). *Finance and growth: Theory and evidence.* Dans P. Aghion & S. N. Durlauf (dir.), Handbook of economic growth (Vol. 1A, pp. 865–934). Elsevier. https://www.researchgate.net/publication/5185432_Finance_and_Growth_Theory_and_Evidence
- Lewis, W. A. (1954). *Economic development with unlimited supplies of labour.* The Manchester School, 22(2), 139–191. https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.1954.tb00021.x
- Liang-Chou, H. , & Shu-Hwa, C. (2014). Revisiter le lien entre l'ouverture commerciale et la croissance du PIB : le système financier a-t-il une importance ? *The Journal of International Trade & Economic Development* , **23** (7), 1038 – 1058 .
- List, F. (1841). Syst_eme National d'Economie Politique. Forgotten Books, 1(1), 1–572. http://catalogue.bnf.fr/ark:/12148/cb308243437
- Matsuyama K (2009) Structural change in an interdependent world: a global view of manufacturing decline. J Eur Econ Assoc 7(2–3):478–486
- Melitz, M. J. (2003). *The impact of trade on intra-industry reallocations and aggregate industry productivity.* Econometrica, 71(6), 1695–1725. https://doi.org/10.1111/1468-0262.00467
- Mevel-Bidaux, S. (2019). *Accords commerciaux préférentiels et industrialisation de l'Afrique* [Thèse de doctorat, Université de Bordeaux]. HAL. https://theses.hal.science/tel-03198889
- Mouyedi, S. E. (2021). *La relation entre l'ouverture commerciale et l'industrialisation en Afrique centrale* [Thèse en économie et finances, EENI Global Business School]. HAL Thèses. https://shs.hal.science/tel-03912555v1
- Njikam, O. (2009). *Trade liberalization, infrastructure and industrial performance in Cameroon* [Manuscrit de recherche]. ResearchGate. https://www.researchgate.net/publication/228419267_Trade_Liberalization_Infrastructure_and_Industrial_Performance_in_Cameroon
- Ohlin, B. (1933). Interegional and International trade. Harvard University Press.
- Posner, V. (1961). International trade and technical change. Oxford Economic Papers, 13(3), 323–341.

- Pradhan, RP , Arvin, MB , Hall, JH et Nair, M. (2017). Ouverture commerciale, investissement direct étranger et lien finance-croissance dans les pays de la zone euro . The *Journal of International Trade and Economic Development* , **26** (3) , 336-360 .
- Prebisch, R. (1950). *The economic development of Latin America and its principal problems.* United Nations, Economic Commission for Latin America. https://archivo.cepal.org/pdfs/cdPrebisch/002.pdf
- Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation.* John Murray.
- Rijesh, R. (2019). *International trade and productivity growth in Indian industry: Evidence from the organized manufacturing sector*. Journal of South Asian Development, 14(1). https://doi.org/10.1177/0973174119839878
- Redding S (1999) Dynamic comparative advantage and the welfare effects of trade. Oxf Econ Pap 51(1):15?39
- Rodriguez, F., & Rodrik, D. (2000). *Trade policy and economic growth: A skeptic's guide to the cross-national evidence.* NBER Macroeconomics Annual, 15, 261–325. Volume URL: http://www.nber.org/books/bern01-1
- Rodrik, D. (2016). *Premature deindustrialization.* Journal of Economic Growth, 21(1), 1–33. https://doi.org/10.1007/s10887-015-9122-3
- Singer, H. W. (1950). The distribution of gains between investing and borrowing countries. American Economic Review, 40(2), 473–485.
- Smith, A. (1776). *An inquiry into the nature and causes of the wealth of nations.* W. Strahan & T. Cadell. DOI : 10.7208/chicago/9780226763750.001.0001
- Smitkova L (2018) Does Openness Matter for Structural Change?, No 257, 2018 Meeting Papers, Society for Economic Dynamics, https://EconPapers.repec.org/RePEc:red:sed018:257
- Sposi M (2019) Evolving comparative advantage, sectoral linkages, and structural change. J Monet Econ 103:73?87
- Tahir, M., Ruiz Estrada, 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.
- Teignier M (2018) The role of trade in structural transformation. J Dev Econ 130:45?65
- Topalova, P., & Khandelwal, A. (2011). *Trade liberalization and firm productivity: The case of India.* The Review of Economics and Statistics, 93(3), 995–1009. https://doi.org/10.1162/REST_a_00095
- Uy T, Yi KM, Zhang J (2013) Structural change in an open economy. J Monet Econ 60(6):667?682
- Wong, S. A. (2009). *Productivity and trade openness in Ecuador's manufacturing industries.* Journal of Business Research, 62(9), 868–875. https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2008.10.009