VOL. 13 NO. 2,
AUGUST, 2026
E-ISSN 3027-1533
P-ISSN 3026-8648

African Scholar Publications & Research International
www.africanscholarpub.com

Journal of African Innovation & Advanced Studies (JAIAS)

Diffusion des Technologies de l'Information et Transformation Manufacturière : Une Analyse Comparative entre la CEDEAO et le Maghreb

Kouadio Kouassi Boniface[1]; & Becho Isabelle[2]

[1]Enseignant chercheur en Sciences économiques, Université Félix Houphouët-Boigny-CAPEC.
[2]Enseignante chercheure en Sciences économiques, Université Virtuelle de Côte d'Ivoire (UVCI)-CAPEC.
Corresponding Author: kouadio17boni@gmail.com
DOI: https://doi.org/10.70382/ajaias.v13i2.0139

Résumé

Cet article examine la relation entre diffusion numérique et transformation manufacturière dans 15 pays de la CEDEAO historique (AES incluse) et 5 pays du Maghreb sur 2000–2024 (452 observations). La diffusion numérique est approchée par la connectivité et l'infrastructure de télécommunications ; la transformation manufacturière, par la valeur ajoutée manufacturière en % du PIB. La stratégie combine doubles effets fixes, inférence regroupée par pays et de Driscoll–Kraay, CCEMG et modèle de seuil électrique avec bootstrap par pays (999 réplications). Les estimations ne révèlent aucune association moyenne statistiquement établie entre connectivité et part manufacturière, y compris avec le CCEMG. Le seuil électrique estimé n'est pas validé par le bootstrap. Une interaction continue avec l'électricité suggère une complémentarité au seuil de 10 %, mais pas de 5 %. Les résultats n'établissent donc ni lien robuste ni lien causal entre connectivité et part manufacturière.

MOTS-CLÉS : Industrialisation, diffusion des TIC, connectivité numérique, valeur ajoutée manufacturière, désindustrialisation prématurée, dépendance transversale, modèle de seuil en panel, CEDEAO, Alliance des États du Sahel, Maghreb.
CODES JEL : O14, O30, O33, C23, F15..

Abstract

This paper examines the association between digital diffusion and manufacturing transformation in 15 historical ECOWAS countries and 5 Maghreb countries over 2000–2024 (452 observations). Digital diffusion is proxied by connectivity and telecommunications infrastructure; manufacturing transformation is measured by manufacturing value added as a share of GDP. The strategy combines country and year fixed effects, country-clustered and Driscoll–Kraay inference,

CCEMG, and an electricity threshold model with country-level wild bootstrap (999 replications). The estimates reveal no statistically established average association between connectivity and manufacturing share, including under CCEMG. The estimated electricity threshold is not supported by the bootstrap. A continuous interaction with electricity suggests complementarity at the 10% level, but not at 5%. These results establish neither a robust nor a causal association between connectivity and manufacturing share.

Keywords: Industrialization, ICT diffusion, digital connectivity, manufacturing value added, premature deindustrialization, cross-sectional dependence, panel threshold model, ECOWAS, Alliance of Sahel States, Maghreb.

Introduction

L'industrialisation demeure un vecteur majeur de transformation structurelle, de diversification des exportations et de productivité. Chaque emploi manufacturier créerait en moyenne 2,5 emplois dans les autres secteurs (UNIDO, 2024). Pourtant, les pays les moins avancés d'Afrique, qui représentent 9,5 % de la population mondiale, ne génèrent que 0,4 % de la valeur ajoutée manufacturière mondiale (Haraguchi, 2024). Cette faiblesse rejoint le diagnostic de désindustrialisation prématurée : la part manufacturière tend à plafonner à des niveaux de revenu inférieurs à ceux observés lors du rattrapage des économies avancées (Rodrik, 2016). La question centrale est donc de savoir si la diffusion des technologies numériques peut élargir une base productive encore limitée.

Précision conceptuelle. Dans cet article, l'expression « diffusion numérique » désigne la connectivité numérique et l'infrastructure de télécommunications, mesurées par l'usage d'Internet, les abonnements mobiles et le haut débit fixe. L'étude ne mesure ni l'adoption de technologies numériques industrielles (automatisation, internet industriel des objets, progiciels de gestion, intelligence artificielle), ni l'innovation au sens de la R-D ou des brevets, dont la couverture est trop lacunaire (annexe A). Les résultats portent donc sur le rôle de l'infrastructure numérique, condition d'accès aux technologies, et non sur celui des technologies numériques productives elles-mêmes.

La transformation numérique peut soutenir l'industrie en réduisant les coûts de recherche et de transaction, en améliorant la coordination des fournisseurs, la gestion des stocks, la traçabilité, le contrôle de la qualité et l'accès aux marchés (Banga & te Velde, 2018 ; Matthess & Kunkel, 2020 ; Begazo, Blimpo, & Dutz, 2023). Elle peut aussi favoriser l'innovation de procédé et l'intégration aux chaînes de valeur. Toutefois, ses effets sectoriels restent ambivalents : la numérisation peut accélérer la servicification de l'économie ou améliorer l'efficacité des entreprises existantes sans accroître la part du manufacturier dans le PIB (Hauge, 2023). L'absence d'effet significatif sur la part manufacturière n'implique donc pas une absence de gains numériques dans les services, l'emploi ou la productivité ; ces résultats constituent des objets distincts qui ne sont pas testés ici. Lorsque l'électricité, les compétences, le financement et les capacités managériales sont insuffisants, l'accès numérique peut rester cantonné à des usages peu productifs (Begazo et al., 2023).

Cette ambiguïté justifie la comparaison entre la CEDEAO et le Maghreb. Sur 2000–2024, les statistiques descriptives (tableau 2) révèlent des écarts très marqués de connectivité, d'électrification et de revenu par habitant entre le

Maghreb, la CEDEAO et, plus encore, le sous- groupe de l'Alliance des États du Sahel (AES), alors que l'écart de part manufacturière reste limité (environ 1,6 point de PIB). Ces écarts documentent des capacités d'absorption très différentes. Le Burkina Faso, le Mali et le Niger sont conservés dans la CEDEAO sur toute la période, leur retrait n'étant devenu effectif que le 29 janvier 2025 (ECOWAS Commission, 2025), puis identifiés comme sous-groupe AES dans les analyses descriptives et d'hétérogénéité.

Malgré l'abondance des travaux sur la contribution du numérique à la croissance, à l'emploi ou à la productivité des entreprises, la littérature fournit encore peu d'éléments sur son association avec la part manufacturière dans ces deux ensembles régionaux. Les études existantes imposent souvent une pente commune, supposent l'indépendance des pays ou ne distinguent pas les capacités complémentaires nécessaires à l'utilisation productive des technologies. Or les économies observées sont simultanément exposées aux fluctuations des prix internationaux, aux conditions financières mondiales, aux cycles commerciaux, aux innovations technologiques et aux chocs géopolitiques. Ignorer ces facteurs communs et l'hétérogénéité des pentes peut conduire à attribuer au numérique des différences relevant en réalité des trajectoires nationales ou régionales.

Partant de ce constat, l'article répond à la question suivante : dans quelle mesure la diffusion numérique est-elle associée à l'industrialisation dans la CEDEAO et au Maghreb, et cette relation dépend-elle de l'hétérogénéité régionale ou du niveau d'électrification ? La question est examinée sur un panel de vingt pays couvrant 2000–2024. L'industrialisation est mesurée par la valeur ajoutée manufacturière en pourcentage du PIB ; le numérique est saisi par l'usage d'Internet et par un indice composite regroupant Internet, téléphonie mobile et haut débit fixe.

L'étude apporte trois contributions substantielles. Premièrement, elle compare de façon cohérente les quinze pays de la CEDEAO et cinq pays du Maghreb, tout en distinguant l'AES comme hétérogénéité interne. Deuxièmement, elle teste si les écarts régionaux de capacités d'absorption se traduisent par des rendements manufacturiers différents du numérique. Troisièmement, elle examine explicitement le rôle modérateur de l'électrification au moyen d'un modèle de seuil à effets fixes. Les effets fixes, les deux corrections d'inférence et le CCEMG constituent des vérifications de robustesse de ces contributions, et non des contributions autonomes.

Les estimations de référence ne révèlent pas d'association moyenne statistiquement établie entre connectivité et part manufacturière. Les interactions régionales restent imprécises. Le seuil électrique n'est pas validé ; une spécification continue fournit seulement un indice de complémentarité au seuil de 10 %. Ces constats invitent à distinguer accès numérique, usages productifs et transformation sectorielle.

La suite de l'article est organisée comme suit. La revue de littérature présente les fondements théoriques, la littérature empirique et les hypothèses. La section sur les données et la stratégie empirique décrit les données et la stratégie économétrique. La section des résultats expose les résultats standards et avancés. La discussion les interprète ; les implications de politique économique, les limites et la conclusion complètent l'article.

REVUE DE LITTÉRATURE ET HYPOTHÈSES

La tradition kaldorienne attribue au secteur manufacturier un rôle moteur en raison des rendements d'échelle, de l'apprentissage et des externalités intersectorielles. Rodrik (2013) met en évidence une convergence inconditionnelle de la productivité manufacturière, tandis que McMillan, Rodrik et Verduzco-Gallo (2014) montrent que les gains de transformation structurelle dépendent de la réallocation vers des activités plus productives. Cette trajectoire est toutefois fragilisée par la

mondialisation, la concurrence des importations et le progrès technique économe en travail, qui rétrécissent la fenêtre d'industrialisation des pays à revenu faible ou intermédiaire (Rodrik, 2016 ; Hauge, 2023).

Cette lecture prolonge les « lois » de Kaldor (1966), selon lesquelles la croissance de l'industrie entraîne celle de la productivité d'ensemble. Szirmai et Verspagen (2015), sur un large échantillon de pays en développement entre 1950 et 2005, confirment le rôle de moteur de croissance du secteur manufacturier, mais montrent que cet effet est conditionné par le niveau d'éducation : l'industrie ne tire la croissance que si les capacités d'absorption sont suffisantes. Haraguchi, Cheng et Smeets (2017) constatent pour leur part que l'importance de l'industrie manufacturière dans le développement n'a pas disparu, mais que sa localisation s'est concentrée dans un petit nombre de pays, essentiellement asiatiques. Pour l'Afrique, de Vries, Timmer et de Vries (2015) décrivent des gains « statiques » de réallocation de la main-d'œuvre, mais des pertes « dynamiques » lorsque cette main-d'œuvre se déplace vers des services à faible productivité plutôt que vers l'industrie. Cette littérature justifie le choix de la part manufacturière comme indicateur de composition sectorielle, tout en rappelant qu'elle ne dit rien de la productivité intra-sectorielle.

La théorie de la croissance endogène, qui prolonge l'intuition schumpétérienne de l'innovation comme moteur du changement structurel (Schumpeter, 1934), relie l'innovation à l'accumulation de connaissances et à la diffusion technologique (Romer, 1990). Dans l'industrie, le numérique agit par plusieurs canaux : baisse des coûts de recherche et d'information, coordination en temps réel, gestion des stocks, traçabilité, contrôle de la qualité, innovation de procédé et accès aux chaînes de valeur. À l'inverse, l'automatisation et la concentration des activités à forte intensité technologique dans les économies déjà dotées en compétences peuvent limiter les gains manufacturiers des pays en retard (Matthess & Kunkel, 2020). Les analyses récentes soulignent d'ailleurs que ces gains dépendent de l'adoption effective par les entreprises, et pas seulement de la couverture Internet (Begazo et al., 2023 ; Wen, 2024).

Les technologies numériques modifient en outre les conditions d'entrée dans l'industrie. Baldwin (2016) soutient que la baisse des coûts de coordination a permis la fragmentation internationale des chaînes de production : un pays peut désormais s'insérer dans une étape de fabrication sans maîtriser toute la filière. Rodrik (2018) nuance cette lecture : les nouvelles technologies, les chaînes de valeur mondiales et l'automatisation tendent à être plus intensives en capital et en compétences, ce qui réduit la capacité de l'industrie à absorber une main-d'œuvre peu qualifiée dans les pays à bas revenu. Le signe de l'association entre diffusion numérique et part manufacturière est donc théoriquement indéterminé : l'abaissement des barrières à l'entrée plaide pour un effet positif, alors que la servicification et l'automatisation plaident pour un effet nul, voire négatif.

La littérature empirique ne conduit pas à une prédiction univoque. Matthess et Kunkel (2020) montrent que numérisation et changement structurel peuvent se renforcer, mais aussi évoluer séparément. Banga (2023) souligne que la digitalisation peut soutenir la participation aux chaînes de valeur tout en exposant les économies faiblement industrialisées à une forme de désindustrialisation numérique. Hauge (2023) insiste sur le fait que la servicification et l'automatisation modifient les possibilités d'un développement tiré par le manufacturier. À un niveau infranational, Zheng, Zhang et Fan (2023) observent que la transformation numérique du manufacturier favorise la restructuration industrielle, mais ce résultat ne peut être transposé mécaniquement aux panels macroéconomiques africains.

Les travaux les plus convaincants sur l'infrastructure numérique portent toutefois sur d'autres variables que la composition sectorielle. Jensen (2007) montre, sur le cas des pêcheurs du Kerala, que l'arrivée de la téléphonie mobile réduit la dispersion des prix et le gaspillage ; Aker et Mbiti (2010) en tirent,

pour l'Afrique, plusieurs canaux (information sur les prix, réduction des coûts de recherche, transferts monétaires mobiles). Czernich, Falck, Kretschmer et Woessmann (2011) associent la diffusion du haut débit à une croissance plus forte du PIB par habitant dans les pays de l'OCDE. Hjort et Poulsen (2019), exploitant l'arrivée échelonnée des câbles sous-marins en Afrique, relèvent un effet positif sur l'emploi, en particulier qualifié, et sur la dynamique des entreprises. Ces résultats portent sur la croissance, l'emploi et les entreprises ; ils ne mesurent pas l'évolution de la part de l'industrie dans le PIB. Ils sont cohérents avec un effet réel du numérique qui ne se traduit pas nécessairement par une hausse de la part manufacturière, par exemple lorsque les gains profitent d'abord aux services, au commerce ou aux activités de coordination. Notre étude se situe donc en amont de ces travaux micro-économiques : elle cherche à savoir si, au niveau macro-sectoriel, l'infrastructure numérique laisse une trace dans la structure productive des deux ensembles régionaux.

L'électricité constitue une capacité complémentaire essentielle : serveurs, machines connectées, outils de gestion, télécommunications et procédés automatisés nécessitent une alimentation disponible et fiable. Banga et te Velde (2018) ainsi que Begazo et al. (2023) montrent que les infrastructures, les compétences et le financement conditionnent les usages productifs du numérique en Afrique. Le taux d'accès ne mesure toutefois ni la continuité, ni le coût, ni la qualité de l'électricité ; un seuil estimé sur cet indicateur doit donc être interprété avec prudence.

Les travaux micro-économiques soutiennent ce rôle complémentaire. Rud (2012) trouve qu'en Inde l'électrification des États a accru la production industrielle. Allcott, Collard-Wexler et O'Connell (2016) montrent que les pénuries d'électricité réduisent la production et la productivité des usines indiennes, avec des effets hétérogènes selon les capacités des entreprises à s'adapter (groupes électrogènes, stocks). Pour l'Afrique subsaharienne, Cole, Elliott, Occhiali et Strobl (2018) établissent que les coupures dégradent la performance des entreprises, et Calderón et Servén (2010) rattachent le retard de croissance de la région au déficit d'infrastructures, de télécommunications et d'énergie notamment. Ces études mesurent la fiabilité et le coût du service, non le taux d'accès retenu dans notre panel ; elles suggèrent que l'hétérogénéité éventuelle de la relation entre numérique et industrie tient davantage à la qualité qu'à la couverture de l'électricité. La méthode du seuil de Hansen (1999) permet de tester une rupture sans l'imposer, mais son pouvoir dépend de la précision de la variable de seuil.

Positionnement de l'article et hypothèses

Cette revue fait apparaître trois lacunes que l'article traite. D'abord, peu d'études confrontent la diffusion numérique à la part manufacturière dans un cadre comparatif CEDEAO–Maghreb, alors que ces deux ensembles diffèrent par leur spécialisation : le Maghreb compte des activités d'assemblage tournées vers l'Europe (automobile, composants électriques, textile, notamment au Maroc et en Tunisie) et des économies d'hydrocarbures (Algérie, Libye), tandis que la CEDEAO reste dominée par les produits primaires et une transformation locale limitée. Ensuite, les panels existants supposent souvent une pente commune et l'indépendance transversale, ce qu'ignorent les chocs communs (prix des matières premières, conditions financières mondiales) ; le CCEMG de Pesaran (2006) et de Chudik et Pesaran (2015) et l'inférence de Driscoll et Kraay (1998) répondent à ce point. Enfin, la complémentarité avec l'électricité est généralement postulée plutôt que testée ; nous la testons par un seuil et par une interaction continue.

Ces travaux conduisent à tester une association conditionnelle plutôt qu'un effet mécanique. L'étude examine si la diffusion numérique est liée à la part manufacturière, si cette relation diffère entre CEDEAO et Maghreb et si elle change selon l'électrification. Elle ne teste ni l'effet du numérique sur les services, ni une relation causale, faute d'un dispositif d'identification exogène.

Les hypothèses découlent de ces mécanismes. Si les gains d'efficience et d'accès aux marchés dominent, une plus grande diffusion numérique devrait accroître la part manufacturière (H1). Si l'usage productif dépend des capacités d'absorption — infrastructures, compétences et capacités technologiques locales (Cohen & Levinthal, 1990 ; Lall, 1992) —, le rendement du numérique devrait être plus élevé au Maghreb, mieux doté, qu'en CEDEAO (H2), et plus faible dans l'AES, qui cumule les niveaux les plus bas de connectivité, d'électrification et de revenu (H3). Enfin, l'électricité étant une condition matérielle de l'usage industriel du numérique, la relation peut changer de nature au-delà d'un niveau minimal d'accès, que le modèle de seuil permet d'estimer sans l'imposer (H4). Les écarts de capacités documentés au tableau 2 motivent H2 et H3 sans préjuger de leur validation économétrique.

H1. Une hausse de la diffusion numérique est associée à une augmentation de la part manufacturière, toutes choses observables égales par ailleurs.

H2. L'association entre diffusion numérique et industrialisation est plus favorable au Maghreb que dans la CEDEAO.

H3. À l'intérieur de la CEDEAO, l'association est plus faible dans les pays de l'AES.

H4. L'association entre diffusion numérique et part manufacturière varie avec le niveau d'accès à l'électricité, selon une rupture ou une modulation continue.

DONNÉES ET STRATÉGIE EMPIRIQUE

Échantillon et provenance

Le panel comporte 20 pays et 25 années, soit 500 couples pays-année uniques sur 2000–2024. La CEDEAO historique comprend Bénin, Burkina Faso, Cabo Verde, Côte d'Ivoire, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Liberia, Mali, Niger, Nigeria, Sénégal, Sierra Leone et Togo. Le Maghreb comprend Algérie, Libye, Maroc, Mauritanie et Tunisie. AES désigne rétrospectivement Burkina Faso, Mali et Niger ; cette classification ne suppose pas l'existence de l'Alliance dès 2000.

Les séries sont reprises de la feuille « Panel WDI » du fichier Estimations_panel_WDI_CEDEAO_AES_Maghreb.xlsx. Sa feuille méthodologique indique un extrait bulk WDI daté du 15 juillet 2026. La réestimation utilise cet extrait conservé, sans actualisation des observations. Les absences sont conservées ; aucune valeur de la variable dépendante ou des contrôles n'est imputée.

Variables et indice numérique

La valeur ajoutée manufacturière en pourcentage du PIB mesure une composition sectorielle. Elle ne mesure ni le volume de production manufacturière, ni sa productivité, ni sa sophistication technologique. Internet est divisé par dix : son coefficient correspond à une hausse de dix points de pourcentage du taux d'utilisation.

Tableau 1 : Définition des variables et codes WDI

Variable	Code WDI	Unité et emploi
Part manufacturière	NV.IND.MANF.ZS	% PIB ; variable expliquée
Internet	IT.NET.USER.ZS	% population ; divisé par 10
Mobile	IT.CEL.SETS.P2	Pour 100 habitants ; ACP
Haut débit fixe	IT.NET.BBND.P2	Pour 100 habitants ; ACP
PIB réel par habitant	NY.GDP.PCAP.KD	USD constants de 2015 ; logarithme
IDE entrants	BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS	% PIB ; contrôle principal
Accès électrique	EG.ELC.ACCS.ZS	% population ; contrôle/modérateur

Variable	Code WDI	Unité et emploi
FBCF	NE.GDI.FTOT.ZS	% PIB ; contrôle étendu
Commerce	NE.TRD.GNFS.ZS	% PIB ; contrôle étendu

L'ACP est recalculée sur ln(1+x) d'Internet, du mobile et du haut débit fixe, après centrage-réduction sur les observations disponibles. Seuls les trous internes complets d'au plus deux années sont interpolés ; aucune extrapolation ni interpolation partielle d'un trou plus long n'est pratiquée. L'ACP utilise 379 observations. La première composante explique 75,91 % de la variance ; ses charges sont 0,626, 0,571 et 0,531. Son orientation positive est conservée. Le score brut de composante principale est utilisé, sans réduction supplémentaire à un écart-type.

Modèles et inférence

Le modèle de référence s'écrit :

$$\text{MVA}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta Num_{it} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

où MVA_{it} est la part manufacturière du pays i à l'année t, α_i et λ_t les effets fixes pays et année, Num_{it} la mesure de diffusion numérique (Internet/10 ou score ACP), X_{it} le vecteur de contrôles de coefficients γ et ε_{it} le terme d'erreur. Les effets pays absorbent les caractéristiques invariantes ; les effets année absorbent les chocs communs de niveau. Les contrôles principaux sont ln(PIB réel par habitant), IDE et accès électrique. La FBCF et le commerce sont ajoutés uniquement dans la spécification étendue M7, afin de distinguer contrôle supplémentaire et perte d'échantillon.

M3 ajoute l'interaction Num × Maghreb avec la CEDEAO historique comme référence. M4 ajoute simultanément les deux interactions selon l'équation (2), où AES_i et Maghreb_i sont des indicatrices régionales et δ_A, δ_M les différentiels de pente par rapport à la CEDEAO hors AES, qui devient la référence :

$$\text{MVA}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta Num_{it} + \delta_A (Num_{it} \times \text{AES}_i) + \delta_M (Num_{it} \times \text{Maghreb}_i) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

M5 applique les mêmes interactions au score ACP ; M6 utilise Internet retardé d'une année avec interactions régionales. M7 reprend M4 avec FBCF et commerce. Les indicatrices régionales de niveau sont absorbées par les effets pays.

Les erreurs regroupées par pays utilisent la correction G/(G−1) × (n−1)/(n−K), où K comprend les régresseurs et les effets fixes. Les p-valeurs et intervalles utilisent Student à G−1 degrés de liberté. La covariance Driscoll–Kraay utilise trois retards, un noyau de Bartlett et Student à T−1 degrés de liberté. Avec 20 pays et 25 années, les divergences entre conventions imposent une interprétation prudente. Le R^2 partiel après absorption des effets pays et année rapporte le gain explicatif des régresseurs aux variations restant après ces deux effets ; il diffère du R^2 intra-pays de la version précédente.

Une comparaison sur les mêmes 396 observations estime M4 avec trois contrôles puis M7 avec cinq. Une interaction continue complète le test de seuil :

$$\text{MVA}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta Int_{it} + \theta Int_{it} \frac{(\text{Élec}_{it} - 50)}{10} + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

où Int_{it} = Internet/10 et θ mesure la variation de la pente d'Internet lorsque l'accès électrique augmente de dix points. Aucun de ces modèles ne résout la causalité inverse.

Facteurs communs et seuil électrique

Le CCEMG statique estime une pente par pays avec Internet/10, ln(PIB/habitant), IDE, accès électrique et les moyennes annuelles transversales de MVA et de ces quatre régresseurs. Les moyennes sont calculées sur les observations disponibles du panel. Les pays ayant moins de huit degrés de liberté

résiduels sont exclus : Liberia et Libye. La pente Mean Group est la moyenne non pondérée des pentes pays ; son erreur-type repose sur leur dispersion. Cette analyse reste exploratoire compte tenu de la petite dimension du panel.

Le modèle de seuil ajoute au modèle M2 une interaction avec l'indicatrice de dépassement d'un seuil d'accès électrique τ :

$$\text{MVA}_{it} = \alpha_i + \lambda_t + \beta Int_{it} + \varphi Int_{it} \cdot I\big(\text{Élec}_{it} > \tau\big) + \gamma' X_{it} + \varepsilon_{it} \qquad (4)$$

où $I(\cdot)$ vaut 1 lorsque la condition est vérifiée et φ mesure l'écart de pente au-dessus du seuil. Les 213 valeurs observées distinctes situées entre les 20e et 80e percentiles constituent la grille. Le seuil minimise la somme des carrés. Un bootstrap wild par pays sous la nullité de la rupture utilise des poids de Rademacher et 999 réplications, avec réexamen de toute la grille à chaque réplication (graine 20261001). Le test compare le gain maximal de somme des carrés sous l'alternative au modèle sans rupture. Les erreurs-types des pentes, conditionnelles au seuil sélectionné, ne remplacent pas le test global de rupture.

RÉSULTATS

Statistiques descriptives

Tableau 2 : Moyennes de période sur les observations disponibles

Groupe	N MVA	MVA % PIB	Internet %	Électricité %	PIB/hab. réel
CEDEAO (15)	353	9,352	14,223	39,665	1150,050
Maghreb (5)	116	10,990	31,342	81,098	4473,049
AES (3)	75	9,366	7,636	20,307	629,587

La CEDEAO inclut l'AES : ces lignes ne sont pas des groupes disjoints. Les moyennes sont non pondérées par la population et portent sur les couples pays-année disponibles ; la composition peut varier entre variables et entre années. Le Maghreb dispose d'une connectivité et d'un accès électrique supérieurs, mais son écart moyen de part manufacturière reste limité, à environ 1,64 point de PIB.

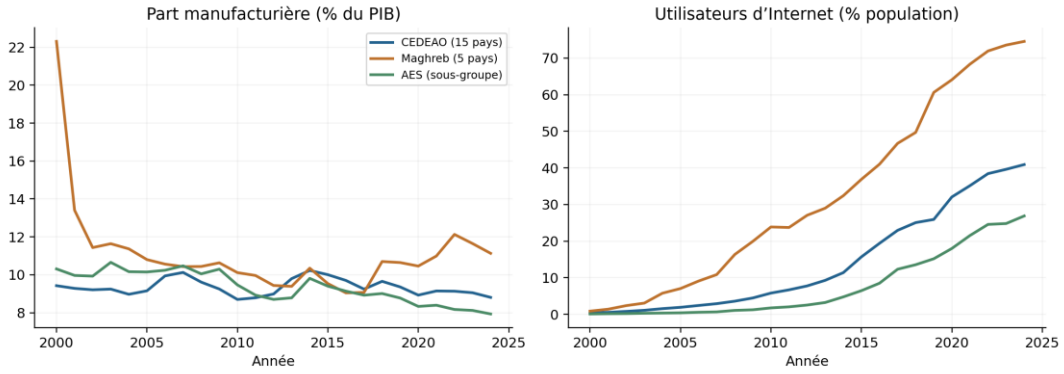


Figure 1 : Trajectoires régionales de la part manufacturière et d'Internet

Source : extrait WDI conservé, calculs des auteurs. Moyennes annuelles des pays disponibles ; AES inclus dans CEDEAO. Aucun lien causal n'est déduit des trajectoires.

Estimations de référence et hétérogénéité

Tableau 3 : Coefficients numériques et différentiels régionaux

Modèle	Variable	Coefficient	ET pays	p	N	Pays	R^2 partiel
M1	Internet /10	-0,187	0,289	0,526	467	20	n.d.
M2	Internet /10	-0,186	0,272	0,501	452	20	0,017
M3	Internet /10	-0,110	0,389	0,780	452	20	n.d.
M3	Internet × Maghreb	-0,089	0,257	0,733	452	20	n.d.
M4	Internet /10	-0,152	0,395	0,705	452	20	0,020
M4	Internet × AES	-0,348	0,496	0,492	452	20	0,020
M4	Internet × Maghreb	-0,091	0,265	0,736	452	20	0,020
M5	Indice numérique ACP	0,392	0,704	0,585	357	20	n.d.
M5	Indice × AES	-0,381	0,498	0,453	357	20	n.d.
M5	Indice × Maghreb	0,237	0,461	0,614	357	20	n.d.
M6	Internet retardé /10	0,015	0,334	0,965	436	20	n.d.
M6	Retard × AES	-0,331	0,516	0,529	436	20	n.d.
M6	Retard × Maghreb	-0,054	0,229	0,815	436	20	n.d.
M7	Internet /10	-0,070	0,453	0,879	396	17	0,030
M7	Internet × AES	-0,352	0,578	0,552	396	17	0,030
M7	Internet × Maghreb	-0,167	0,334	0,624	396	17	0,030

Tous les modèles incluent effets pays et année. M1 : sans contrôles ; M2–M6 : trois contrôles principaux ; M7 : cinq contrôles. M3 : référence CEDEAO historique ; M4–M7 : référence CEDEAO hors AES. Les unités du score ACP diffèrent de celles d'Internet ; les coefficients ne sont pas directement comparables en amplitude. ET pays : erreurs-types regroupées ; les coefficients des contrôles figurent à l'annexe B. R^2 partiel : gain explicatif des régresseurs après absorption des effets pays et année (même définition qu'au tableau 4) ; n.d. : non disponible dans la présente version.

Le modèle M2 reproduit un coefficient Internet de −0,186 (ET = 0,272 ; p = 0,501 ; N = 452). Dans M3, le différentiel Maghreb est −0,089 (p = 0,733). M4 distingue simultanément AES et Maghreb : leurs différentiels sont −0,348 (p = 0,492) et −0,091 (p = 0,736). Le modèle ACP M5 donne 0,392 (p = 0,585) pour la CEDEAO hors AES ; le modèle retardé M6 donne 0,015 (p = 0,965). Ces estimations ne confirment pas H1, H2 ou H3.

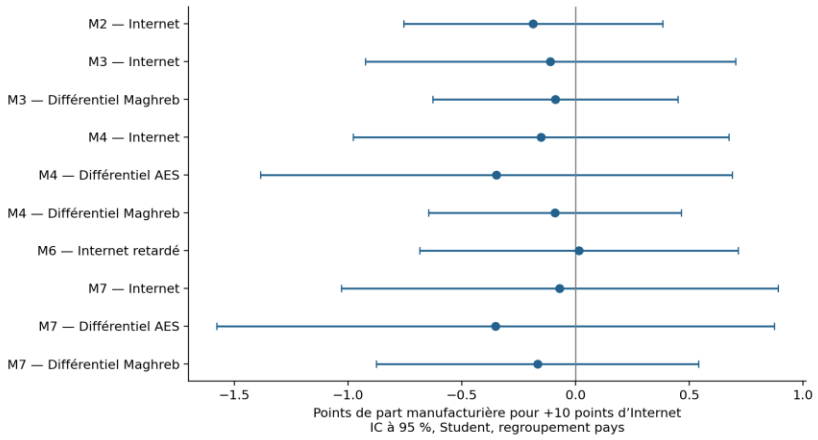


Figure 2 : Coefficients sélectionnés et intervalles de confiance

Intervalles à 95 %, Student à G−1 degrés de liberté et regroupement par pays. Les différentiels sont des écarts de pente par rapport au groupe de référence du modèle ; ils ne sont pas les pentes totales de ces régions.

Vérifications de robustesse

Tableau 4 : Comparaison des échantillons et de l'inférence

Modèle	Coefficient	p pays	p DK	N	Pays	R^2 partiel
M2	-0,186	0,501	0,460	452	20	0,017
M4	-0,152	0,705	0,603	452	20	0,020
M7	-0,070	0,879	0,695	396	17	0,030
M4 commun	-0,112	0,817	0,661	396	17	0,029
Sans Nigeria	-0,152	0,701	0,602	427	19	0,021
Sans Maroc	-0,116	0,770	0,684	427	19	0,026
Sans Libye	-0,154	0,703	0,618	441	19	0,020

L'échantillon à cinq contrôles comporte 396 observations et 17 pays. Sur cet échantillon commun, le coefficient Internet vaut −0,112 avec trois contrôles (p = 0,817), contre −0,070 avec cinq (p = 0,879). Le changement ne permet donc pas d'établir une association. Les exclusions du Nigeria, du Maroc ou de la Libye ne changent pas ce constat. L'interaction AES de M4 est significative sous Driscoll–Kraay mais pas sous regroupement pays ; cette divergence doit être explicitée, sans privilégier la convention produisant la plus faible p-valeur.

La version antérieure rapportait un Hausman $\chi^2(4) = 8,567$ (p = 0,073). Ce diagnostic n'est pas réestimé dans le présent calcul et ne gouverne pas le choix des effets fixes. La spécification principale est motivée par la corrélation plausible entre effets nationaux, structure productive et connectivité ; l'absence de rejet à 5 % ne prouve pas la validité des effets aléatoires.

CCEMG et rôle de l'électricité

Tableau 5 : Estimations CCEMG statiques

Groupe	Pays	N	Coefficient	ET	p
Ensemble	18	436	-0,332	0,747	0,662
CEDEAO	14	338	0,325	0,445	0,477

Le coefficient moyen est −0,332 (p = 0,662) sur 18 pays et 436 observations. La CEDEAO fournit 0,325 (p = 0,477) sur 14 pays et 338 observations. Les groupes Maghreb et AES sont trop petits pour soutenir une inférence séparée crédible. Ces résultats confirment surtout l'imprécision de la pente moyenne.

Tableau 6 : Seuil électrique et modulation continue

Paramètre	Estimation	ET pays	p
Seuil électrique	69,800 %	—	0,287 (bootstrap)
Pente sous seuil	-0,782	0,389	0,059
Pente au-dessus	-0,296	0,277	0,299
Différence des pentes	0,486	0,234	0,051
Interaction continue	0,090	0,045	0,059

Le seuil réestimé est 69,80 % et le bootstrap ne valide pas une rupture (p = 0,287). Sa différence avec les 70,47 % antérieurement annoncés reflète une procédure de recherche désormais explicitée ; elle ne

modifie pas le constat d'absence de rupture statistiquement établie. Les p-valeurs conditionnelles des pentes doivent rester secondaires à ce test global. Le seuil n'est pas une cible de politique économique. L'interaction continue est positive (0,090 ; p = 0,059 sous regroupement pays ; p = 0,078 sous DK). Elle suggère une complémentarité au seuil de 10 %, mais son intervalle à 95 % inclut zéro. H4 ne bénéficie donc pas d'une confirmation au seuil de 5 % ; ce signal exploratoire justifie des mesures plus fines de fiabilité électrique et des données d'entreprises.

DISCUSSION

Les estimations ne permettent pas d'affirmer que le numérique augmente ou réduit la part manufacturière. Elles indiquent seulement que, dans ce panel et avec les mesures retenues, l'association moyenne est imprécise et non robuste. Ce constat est compatible avec une littérature qui distingue l'accès numérique de son adoption productive et souligne que les gains peuvent apparaître dans la productivité, l'emploi ou les services sans modifier immédiatement la composition du PIB (Matthess & Kunkel, 2020 ; Hauge, 2023 ; Begazo et al., 2023).

Quatre explications, non exclusives, peuvent rendre compte de ce résultat. La première tient à la mesure : le taux d'utilisation d'Internet, les abonnements mobiles et le haut débit décrivent l'accès, pas l'adoption par les entreprises manufacturières. Begazo et al. (2023) soulignent que la diffusion des usages productifs du numérique en Afrique dépend des compétences, du financement et de l'adoption par les entreprises, et pas seulement de la couverture du réseau. La deuxième tient à la composition : la part manufacturière est un ratio, que les cycles des matières premières, la croissance des services ou le poids des industries extractives peuvent faire varier indépendamment de l'industrie de transformation. La troisième tient à l'horizon : les effets des infrastructures numériques sur les structures productives peuvent n'apparaître qu'avec des délais longs que 25 années d'observation et un retard d'un an saisissent mal. La quatrième tient à la précision : avec 20 pays, l'intervalle de confiance à 95 % du coefficient Internet du modèle M2 (−0,186 ; ET = 0,272) s'étend d'environ −0,76 à +0,38 point de PIB pour dix points de pourcentage d'utilisateurs supplémentaires. Cet intervalle écarte les effets très importants dans les deux sens, mais ne permet pas d'exclure un effet modéré.

Le contraste descriptif entre régions reste marqué : le Maghreb dispose d'une connectivité, d'une électrification et d'un revenu par habitant supérieurs, mais son avantage moyen de part manufacturière n'est que de 1,64 point de PIB. Ce contraste ne prouve pas que les capacités complémentaires sont sans effet ; il montre que leur présence ne garantit pas, à elle seule, une réallocation sectorielle mesurable sur 2000–2024.

Ce résultat ne contredit pas les études qui trouvent des effets positifs du numérique. Czernich et al. (2011) étudient la croissance du PIB par habitant dans l'OCDE, Hjort et Poulsen (2019) l'emploi et les entreprises en Afrique : il s'agit d'autres variables, d'autres échantillons et, pour la seconde étude, d'une identification quasi expérimentale dont notre panel ne dispose pas. Il est en revanche cohérent avec la mise en garde de de Vries et al. (2015) et de Rodrik (2016) : la réallocation sectorielle africaine a pu s'effectuer vers les services sans enrichir la part de l'industrie. Il est également cohérent avec Szirmai et Verspagen (2015), pour qui l'effet moteur de l'industrie passe par les capacités d'absorption plutôt que par la seule disponibilité d'une technologie. La comparaison avec le Maghreb illustre ce point : l'avance d'infrastructure, de revenu et d'électrification n'y est pas associée à un rendement manufacturier mesurable du numérique, ce qui est compatible avec un modèle d'assemblage tourné vers l'exportation, où la part manufacturière dépend davantage de la demande européenne et des politiques sectorielles que de la connectivité locale. Dans la CEDEAO, la dépendance aux produits primaires et la place du Nigeria (dont l'exclusion ne modifie pas les résultats, tableau 4) vont dans le même sens.

La divergence entre erreurs regroupées et Driscoll–Kraay mérite une attention particulière. Les secondes exploitent l'information temporelle et corrigent une dépendance transversale générale, mais leurs propriétés asymptotiques reposent davantage sur une dimension temporelle suffisamment grande. Les premières autorisent une corrélation arbitraire au sein des pays, mais seulement vingt grappes sont disponibles. Plutôt que sélectionner la correction produisant les p-valeurs les plus faibles, nous retenons la règle de concordance : une relation régionale est dite robuste uniquement si elle résiste aux deux approches. Pour les interactions régionales, ce critère n'est pas satisfait au seuil de 5 %. La modulation électrique continue demeure un signal au seuil de 10 %, qui doit être distingué des résultats centraux.

Le CCEMG apporte une lecture plus nuancée que le seul coefficient moyen. Les pays peuvent connaître des rendements numériques différents selon leur structure productive, leur capital humain et leur capacité d'absorption. Toutefois, la pente moyenne (tableau 5) ne permet pas de conclure à un avantage systématique du Maghreb. L'écart descriptif de connectivité est donc plus net que l'écart économétrique de rendement manufacturier.

Le modèle de seuil ne fournit pas de preuve statistique d'une rupture liée à l'électricité. Il serait donc excessif d'ériger 69,80 % en cible de politique publique. L'analyse suggère plutôt de tester, avec des données plus fines, la continuité, le coût et la qualité de l'alimentation électrique, dimensions que le taux d'accès national ne mesure pas.

Le signal exploratoire de l'interaction continue (0,090 ; $p = 0,059$) s'inscrit dans la logique des travaux de Rud (2012), d'Allcott et al. (2016) et de Cole et al. (2018), pour lesquels l'électricité conditionne la productivité des usines. Il doit toutefois être lu avec réserve. D'une part, le taux d'accès à l'électricité diffère de la fiabilité du service : un pays peut afficher un accès élevé et subir des coupures fréquentes. D'autre part, la pente d'Internet estimée sous le seuil (−0,782) est négative, ce qui peut refléter la composition de l'échantillon (pays à faible électrification et à fort poids des activités extractives ou agricoles) plutôt qu'un effet de la connectivité. L'absence de rupture validée par le bootstrap invite enfin à privilégier une modulation graduelle plutôt qu'un seuil unique.

En résumé, H1, H2 et H3 ne sont pas confirmées et H4 reste exploratoire. L'apport de l'article est de montrer que, sur 2000–2024, l'infrastructure numérique ne suffit pas, à elle seule, à expliquer la composition manufacturière des deux espaces. Ce constat déplace la question : de la connectivité vers l'adoption productive par les entreprises, la fiabilité de l'énergie et les capacités technologiques locales, qui constituent les prochains objets d'étude.

IMPLICATIONS DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

Les recommandations suivantes découlent de l'absence d'effet macroéconomique établi : ce sont des pistes à évaluer, et non des conclusions causales. Elles tiennent compte des contraintes fiscales et institutionnelles propres à chaque ensemble.

Passer de la connectivité à l'usage productif, sans alourdir la fiscalité du numérique. En l'absence d'effet macroéconomique établi, les interventions devraient être évaluées à l'échelle des entreprises : logiciels de gestion, commerce interentreprises, paiement, traçabilité et contrôle qualité dans les PME industrielles. Dans la CEDEAO, où les recettes publiques restent limitées, les taxes spécifiques sur les services et les terminaux de télécommunications constituent une source de recettes commode mais renchérissent l'accès ; un arbitrage est nécessaire, par exemple par des amortissements accélérés ou des crédits d'impôt ciblant l'équipement numérique des PME manufacturières plutôt que par une baisse générale des prélèvements. Au Maghreb, où la connectivité est déjà plus avancée, la priorité est l'adoption par les PME, souvent en marge des grands exportateurs, ce qui plaide pour des dispositifs d'accompagnement et de financement adaptés à leur taille.

Traiter l'électricité comme une contrainte complémentaire à tester, et non comme un seuil établi. Dans la CEDEAO, la fiabilité du service dépend de la situation financière des compagnies d'électricité et de l'intégration des réseaux au sein du Système d'échanges d'énergie électrique ouest-africain (EEEOA) ; les mini-réseaux et l'autoproduction, notamment solaire, peuvent être articulés aux zones industrielles, en particulier dans les États sahéliens où la dispersion de la population renchérit l'extension du réseau. Au Maghreb, où l'accès est quasi universel, l'enjeu porte plutôt sur le coût et la qualité du service, dans un contexte où les subventions énergétiques, notamment en Algérie et en Libye, pèsent sur les finances publiques. Dans tous les cas, l'efficacité de ces politiques doit être évaluée sur la fiabilité, le coût et la continuité du service.

Développer les capacités technologiques locales. La formation technique, l'ingénierie, la maintenance, la cybersécurité et l'accompagnement managérial sont nécessaires pour convertir l'accès en gains de productivité. Au Maghreb, il s'agit d'adosser ces formations aux filières exportatrices déjà structurées ; dans la CEDEAO, d'élargir la formation professionnelle vers les activités de transformation locale, en lien avec les zones économiques spéciales et les parcs industriels.

Construire des chaînes de valeur régionales dans un cadre institutionnel stabilisé. Dans l'espace CEDEAO, le tarif extérieur commun, le schéma de libéralisation des échanges, la zone de libre-échange continentale africaine (ZLECAf) et les systèmes de paiement transfrontaliers offrent un cadre à exploiter, notamment par l'interopérabilité des procédures douanières numériques. Le retrait de l'AES (29 janvier 2025) rend prioritaire la préservation de l'accès préférentiel aux marchés et des corridors de transit pour ces trois États enclavés. Au Maghreb, la faiblesse de l'intégration régionale — l'Union du Maghreb arabe est largement inactive et la frontière terrestre entre l'Algérie et le Maroc est fermée depuis 1994 — conduit à privilégier les accords bilatéraux, les chaînes de valeur avec l'Europe et la ZLECAf.

Améliorer la mesure de l'innovation. Les offices statistiques devraient mieux documenter la R-D, les brevets, les technologies utilisées par les entreprises et la productivité manufacturière. Les WDI ne permettent pas seuls d'identifier l'innovation organisationnelle ou de procédé.

LIMITES ET PISTES DE RECHERCHE

Quatre limites encadrent les résultats. Premièrement, la part manufacturière est un ratio : elle peut diminuer même si la production manufacturière augmente, dès lors que les services ou les industries extractives croissent plus rapidement. Deuxièmement, Internet et l'indice numérique sont des proxys d'infrastructure et d'adoption, non des mesures directes d'innovation manufacturière. Troisièmement, la causalité inverse demeure possible : un secteur productif plus développé peut susciter davantage d'investissement numérique. Le retard d'une année réduit la simultanéité sans résoudre l'endogénéité. Quatrièmement, vingt pays constituent une faible dimension transversale et les séries de R-D et de brevets sont trop lacunaires.

Une recherche ultérieure devrait mobiliser des données d'entreprises, des épisodes plausiblement exogènes de déploiement de fibre ou de couverture mobile, des instruments fondés sur les câbles sous-marins et la distance aux dorsales, ou des méthodes de contrôle synthétique. Elle devrait aussi distinguer productivité, emploi manufacturier, sophistication technologique et exportations complexes. Enfin, l'après-2025 permettra d'étudier les conséquences commerciales et institutionnelles de la sortie de l'AES de la CEDEAO, mais une telle évaluation requiert plusieurs années postérieures au changement.

CONCLUSION

Sur 2000–2024, les modèles de référence ne révèlent pas de relation moyenne robuste entre connectivité

et part manufacturière. Les différentiels régionaux et le CCEMG restent imprécis. Le seuil réestimé à 69,80 % n'est pas validé par 999 réplications bootstrap (p = 0,287). L'interaction électrique continue suggère une complémentarité à 10 %, sans confirmation à 5 %. H1 à H3 ne sont pas confirmées et H4 reste exploratoire. Ces résultats sont associatifs et ne prouvent pas un effet causal nul.

L'apport principal est substantiel : l'avance descriptive du Maghreb en connectivité et en infrastructures ne correspond pas à un rendement manufacturier économétriquement identifiable du numérique. Cette conclusion ne doit être interprétée ni comme la preuve que le numérique est inutile, ni comme un effet causal nul. Elle appelle des données d'entreprises, des mesures directes d'innovation manufacturière et des stratégies d'identification crédibles. Les politiques publiques devraient privilégier des programmes combinant numérique, énergie fiable, compétences et financement, assortis d'évaluations permettant d'identifier leurs effets propres et complémentaires.

REFERENCES

Aker, J. C., & Mbiti, I. M. (2010). Mobile phones and economic development in Africa. Journal of Economic Perspectives, 24(3), 207–232.

Allcott, H., Collard-Wexler, A., & O'Connell, S. D. (2016). How do electricity shortages affect industry? Evidence from India. American Economic Review, 106(3), 587–624.

Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 49(4), 431–434.

Baldwin, R. (2016). The great convergence: Information technology and the new globalization. Harvard University Press.

Baltagi, B. H. (2021). Econometric analysis of panel data (6th ed.). Springer.

Banga, K. (2023). Digital de-industrialization, global value chains and structural transformation (UNU-WIDER Working Paper 2023/65). UNU-WIDER. https://wider.unu.edu/publication/digital-de-industrialization-global-value-chains-and-structural-transformation

Banga, K., & te Velde, D. W. (2018). Digitalisation and the future of manufacturing in Africa (Supporting Economic Transformation). Overseas Development Institute.

Begazo, T., Blimpo, M. P., & Dutz, M. A. (2023). Digital Africa: Technological transformation for jobs. World Bank. https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1737-3

Calderón, C., & Servén, L. (2010). Infrastructure and economic development in Sub-Saharan Africa. Journal of African Economies, 19(suppl_1), i13–i87.

Chudik, A., & Pesaran, M. H. (2015). Common correlated effects estimation of heterogeneous dynamic panel data models with weakly exogenous regressors. Journal of Econometrics, 188(2), 393–420.

Cohen, W. M., & Levinthal, D. A. (1990). Absorptive capacity: A new perspective on learning and innovation. Administrative Science Quarterly, 35(1), 128–152.

Cole, M. A., Elliott, R. J. R., Occhiali, G., & Strobl, E. (2018). Power outages and firm performance in Sub-Saharan Africa. Journal of Development Economics, 134, 150–159.

Czernich, N., Falck, O., Kretschmer, T., & Woessmann, L. (2011). Broadband infrastructure and economic growth. The Economic Journal, 121(552), 505–532.

de Vries, G., Timmer, M., & de Vries, K. (2015). Structural transformation in Africa: Static gains, dynamic losses. The Journal of Development Studies, 51(6), 674–688.

Ditzen, J. (2018). Estimating dynamic common-correlated effects in Stata. The Stata Journal, 18(3), 585–617.

Driscoll, J. C., & Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. Review of Economics and Statistics, 80(4), 549–560.

ECOWAS Commission. (2025, January 30). Burkina Faso, Mali and Niger's withdrawal from ECOWAS is now a reality [Press release]. https://www.ecowas.int/?p=110388

Hansen, B. E. (1999). Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference. Journal of Econometrics, 93(2), 345–368.

Haraguchi, N. (2024). Unlocking the industrial potential of African LDCs: Bridging the gap for sustainable development (Policy Brief No. 11). UNIDO.

Haraguchi, N., Cheng, C. F. C., & Smeets, E. (2017). The importance of manufacturing in economic development: Has this changed? World Development, 93, 293–315.

Hauge, J. (2023). Manufacturing-led development in the digital age: How power trumps technology. Third World Quarterly, 44(9), 1960–1980. https://doi.org/10.1080/01436597.2021.2009739

Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. Econometrica, 46(6), 1251–1271.

Hjort, J., & Poulsen, J. (2019). The arrival of fast internet and employment in Africa. American Economic Review, 109(3), 1032–1079.

Jensen, R. (2007). The digital provide: Information (technology), market performance, and welfare in the South Indian fisheries sector. The Quarterly Journal of Economics, 122(3), 879–924.

Kaldor, N. (1966). Causes of the slow rate of economic growth of the United Kingdom. Cambridge University Press.

Lall, S. (1992). Technological capabilities and industrialization. World Development, 20(2), 165–186.

Matthess, M., & Kunkel, S. (2020). Structural change and digitalization in developing countries: Conceptually linking the two transformations. Technology in Society, 63, 101428.

McMillan, M., Rodrik, D., & Verduzco-Gallo, Í. (2014). Globalization, structural change, and productivity growth, with an update on Africa. World Development, 63, 11–32.

Pesaran, M. H. (2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure. Econometrica, 74(4), 967–1012.

Rodrik, D. (2013). Unconditional convergence in manufacturing. Quarterly Journal of Economics, 128(1), 165–204.

Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. Journal of Economic Growth, 21(1), 1–33.

Rodrik, D. (2018). New technologies, global value chains, and developing economies (NBER Working Paper No. 25164). National Bureau of Economic Research.

Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. Journal of Political Economy, 98(5), S71–S102.

Rud, J. P. (2012). Electricity provision and industrial development: Evidence from India. Journal of Development Economics, 97(2), 352–367.

Schumpeter, J. A. (1934). The theory of economic development. Harvard University Press.

Szirmai, A., & Verspagen, B. (2015). Manufacturing and economic growth in developing countries, 1950–2005. Structural Change and Economic Dynamics, 34, 46–59.

UNIDO. (2024). Industrial Development Report 2024: Turning challenges into sustainable solutions — The new era of industrial policy. United Nations Industrial Development Organization.

Wen, H., Liu, Y., & Liu, Y. (2024). Impact of digitalization on investment and productivity of manufacturing industry: evidence from China. Sage Open, 14(3). https://doi.org/10.1177/21582440241281862

Wooldridge, J. M. (2010). Econometric analysis of cross section and panel data (2nd ed.). MIT Press.

World Bank. (2026). World Development Indicators [Base de données]. https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators

Zheng, X., Zhang, X., & Fan, D. (2023). Digital transformation, industrial structure change, and economic growth motivation. PLOS ONE, 18(5), e0284803. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0284803

ANNEXE A : COUVERTURE DES VARIABLES

Variable	Observations	Couverture
mva	469	93,800 %
internet	498	99,600 %
mobile	484	96,800 %
broadband	368	73,600 %
gdppc	500	100,000 %
fdi	490	98,000 %
electricity	491	98,200 %
gfcf	424	84,800 %
trade	449	89,800 %
patents	81	16,200 %
rd	71	14,200 %

Dénominateur : 500 couples pays-année. Les valeurs absentes ne sont pas remplacées par zéro. Les brevets et la R-D ne sont pas des régresseurs centraux.

ANNEXE B : COEFFICIENTS DES CONTRÔLES

Modèle	Contrôle	Coefficient	ET pays	p
M2	log_gdppc	0,664	2,584	0,800
M2	fdi	-0,008	0,016	0,637
M2	electricity	0,049	0,044	0,279
M3	log_gdppc	0,414	2,636	0,877
M3	fdi	-0,008	0,016	0,628
M3	electricity	0,042	0,044	0,346
M4	log_gdppc	0,356	2,672	0,895
M4	fdi	-0,009	0,017	0,614
M4	electricity	0,044	0,045	0,342

Modèle	Contrôle	Coefficient	ET pays	p
M5	log_gdppc	3,633	2,613	0,180
M5	fdi	-0,019	0,019	0,333
M5	electricity	-0,018	0,044	0,688
M6	log_gdppc	0,794	2,853	0,784
M6	fdi	-0,009	0,016	0,571
M6	electricity	0,004	0,038	0,923
M7	log_gdppc	2,388	3,027	0,442
M7	fdi	-0,030	0,046	0,525
M7	electricity	0,039	0,045	0,393
M7	gfcf	-0,009	0,049	0,865
M7	trade	0,008	0,041	0,847

Modèle	Contrôle	Coefficient	ET pays	p
R_continuous	log_gdppc	0,738	2,450	0,767
R_continuous	fdi	-0,007	0,015	0,675
R_continuous	electricity	0,061	0,046	0,196
PTR	log_gdppc	-0,278	2,396	0,909
PTR	fdi	-0,005	0,014	0,712
PTR	electricity	0,063	0,048	0,201

Source de tous les tableaux et figures : extrait WDI conservé dans le fichier source ; réestimations documentées. Les contrôles non inclus dans une spécification ne sont pas des coefficients manquants.