



Transition démographique, productivité sectorielle et employabilité des jeunes en Afrique : une analyse en données de panel de l'adéquation entre l'offre et la demande de travail (2000-2025)

Demographic Transition, Sectoral Productivity, and Youth Employability in Africa: A Panel Data Analysis of the Labor Supply-Demand Match (2000-2025)

Pascal Tshisuaka Kalombo*, Abdallah Mukwandianga Kwete, Bernard Tshamala Badibanga, Aimée Mahamba Iyanabita, Désiré Narcisse Itegwa Nchiko, Mbuyi Mbuyi Cedrick, Floribert Nkiama Masandi

* Auteur correspondant — Expert, Formateur référencé de l'École Nationale d'Administration (ENA-RDC) ; consultant et chercheur, Université Pédagogique Nationale (UPN). Co-auteurs : Chercheurs, Assistante et Doctorants, Université Pédagogique Nationale (UPN), Kinshasa, République démocratique du Congo.

Résumé : Cette étude propose une analyse en données de panel de la relation entre transformation sectorielle, dynamique démographique et employabilité des jeunes dans vingt pays africains sur la période 2000-2025 (N = 520 observations pays-année). À partir des séries harmonisées de la Banque mondiale (World Development Indicators) et d'une spécification à effets fixes pays et année, l'étude établit trois résultats. Premièrement, le classement des économies varie fortement selon que la richesse est mesurée en valeur absolue ou par habitant. Deuxièmement, seule la part de l'industrie dans le PIB exerce un effet positif et statistiquement robuste sur le revenu par habitant, tandis que la diffusion du numérique — approchée par des indicateurs proxys en l'absence de comptabilisation sectorielle dédiée — n'affiche pas d'effet direct détectable une fois les effets fixes neutralisés. Troisièmement, le chômage des jeunes est déterminé principalement par des facteurs structurels propres à chaque pays plutôt que par les fluctuations conjoncturelles de la croissance, ce qui contredit la loi d'Okun à l'échelle de cet échantillon. Ces résultats invitent à recentrer les politiques publiques sur l'industrialisation ciblée et la formalisation de l'emploi plutôt que sur la seule accélération macroéconomique.

Mots-clés : transformation structurelle ; emploi des jeunes ; données de panel ; effets fixes ; économie numérique ; Afrique subsaharienne.

Classification JEL : O15 ; J21 ; O55 ; J64 ; O14.

Abstract: *This study uses panel data to examine the relationship between sectoral transformation, demographic dynamics, and youth employability across twenty African countries over 2000-2025 (N = 520 country-year observations). Using a two-way fixed-effects specification, the study shows that country rankings differ sharply between total and per-capita wealth, that only industry's share of GDP has a robust positive effect on income per capita, and that youth unemployment is driven mainly by country-specific structural factors rather than by short-run growth fluctuations, contradicting Okun's law at the scale of this sample.*

Keywords: structural transformation; youth employment; panel data; fixed effects; digital economy; Sub-Saharan Africa.

Digital Object Identifier (DOI): <https://doi.org/10.5281/zenodo.22228644>

1 Introduction

Depuis le tournant des années 2000, le continent africain conjugue la croissance démographique la plus rapide et l'un des marchés du travail les plus jeunes au monde. Dans les vingt pays retenus pour cette étude, la population a crû en moyenne de 2,4 % par an sur 2000-2025, contre un peu plus de 1 % par an à l'échelle mondiale sur la même période. Selon le cadre théorique du dividende démographique, ce rythme peut devenir un puissant moteur de croissance si la main-d'œuvre supplémentaire est absorbée par des emplois productifs, ou au contraire un frein durable au niveau de vie si elle ne l'est pas (Bloom, Canning, & Sevilla, 2003 ; Galor & Weil, 2000). C'est cette bascule potentielle — entre dividende et fardeau démographique — que la présente étude cherche à documenter empiriquement à l'échelle régionale.

La littérature académique a jusqu'ici surtout traité séparément les déterminants de la croissance et de la transformation structurelle africaines (McMillan & Rodrik, 2011 ; Rodrik, 2016), l'ampleur de l'emploi informel et vulnérable (Fox & Thomas, 2016), ou la diffusion du numérique sur le continent (CNUCED, 2021), sans toujours croiser ces dimensions dans un cadre empirique unique, explicite et reproductible. Cette étude comble cet écart en mobilisant une base de données de panel construite à partir des séries harmonisées de la Banque mondiale, croisant quatre secteurs d'activité (agriculture, industrie, numérique, services) avec les principaux indicateurs de richesse, de démographie et d'emploi, sur vingt pays et vingt-six années.

Contribution de l'étude. La valeur ajoutée de ce travail tient à trois choix méthodologiques conjoints, rarement réunis dans la littérature existante sur l'Afrique : (i) un panel large et équilibré de vingt pays sur vingt-six ans, permettant de neutraliser simultanément l'hétérogénéité inobservée entre pays et les chocs communs annuels ; (ii) l'usage explicite

d'indicateurs proxys documentés pour approcher l'économie numérique, secteur non isolé dans les nomenclatures de comptabilité nationale ; et (iii) la mise en regard systématique de deux dimensions du marché du travail — l'emploi salarié et l'emploi vulnérable — comme déterminants différenciés de l'employabilité des jeunes.

L'étude poursuit un objectif général : mesurer, comparer et expliquer, à l'aide d'un panel couvrant vingt pays africains sur 2000-2025, la richesse produite par quatre secteurs (agriculture, industrie, numérique, services) et ses répercussions sur l'emploi et l'employabilité des jeunes. Trois questions de recherche structurent l'analyse : quels pays créent le plus de richesse, en valeur absolue et par habitant ? Quel secteur constitue le principal moteur de cette richesse dans chaque pays ? La composition sectorielle de l'économie et la diffusion du numérique influencent-elles significativement le niveau de vie et le chômage des jeunes, une fois neutralisés les effets propres à chaque pays et à chaque année ? Après une revue des théories mobilisées (section 2) et la présentation de la méthodologie (section 3), l'étude expose ses résultats (section 4), les confronte à la littérature (section 5), avant de formuler des recommandations de politique économique (section 6).

2 Revue de littérature et cadre théorique

2.1 Croissance, transformation structurelle et industrialisation

Le modèle de croissance néoclassique (Solow, 1956) explique la croissance de long terme par l'accumulation de capital, le travail et le progrès technique exogène, mais rend mal compte des écarts de trajectoires entre pays dotés de facteurs comparables. Les théories de la croissance endogène (Romer, 1986 ; Lucas, 1988) introduisent le rôle du capital humain, de l'innovation et des rendements croissants — un cadre pertinent pour interroger la contribution du numérique à la croissance africaine. Le modèle dualiste de Lewis (1954) décrit le développement comme un transfert de main-d'œuvre d'un secteur agricole à faible productivité vers un secteur industriel plus productif ; Kuznets (1955) relie cette transformation à la trajectoire des inégalités. Les travaux sur la désindustrialisation prématurée (McMillan & Rodrik, 2011 ; Rodrik, 2016) montrent que plusieurs économies en développement, notamment africaines, voient la part de l'industrie plafonner à un niveau de revenu bien inférieur à celui observé historiquement en Asie de l'Est, limitant la création d'emplois productifs.

2.2 Économie du travail et chômage des jeunes

La loi d'Okun (1962) postule une relation négative entre croissance du PIB et chômage, relation testée empiriquement ici sur le sous-échantillon africain. Le modèle de migration et de chômage urbain de Todaro (1969) éclaire la persistance d'un chômage urbain élevé malgré la croissance, du fait de l'exode rural anticipant des salaires urbains plus élevés. Les travaux de la Banque mondiale sur l'emploi des jeunes en Afrique subsaharienne (Filmer & Fox, 2014 ; Fox & Thomas, 2016) soulignent que l'essentiel des jeunes actifs africains n'est pas au chômage au sens strict du Bureau international du travail, mais en situation de sous-emploi informel et vulnérable — ce qui justifie l'usage, dans cette étude, de l'emploi vulnérable comme proxy complémentaire au taux de chômage officiel.

2.3 Économie numérique et développement

La littérature sur l'économie numérique en Afrique (CNUCED, 2021 ; Banque mondiale, 2023) met en avant le potentiel du numérique comme secteur transversal de création d'emplois qualifiés, sans toutefois constituer, dans le Système de comptabilité nationale des Nations Unies (SCN 2008), un secteur statistiquement isolé du secteur des services — une contrainte de mesure prise en compte dans la méthodologie (section 3).

2.4 Cadre d'analyse retenu

L'étude mobilise un cadre hybride associant (i) la théorie de la transformation structurelle pour interpréter le poids sectoriel dans le PIB, (ii) la loi d'Okun et le modèle de Todaro pour l'analyse du chômage des jeunes, et (iii) la littérature sur l'économie numérique pour discuter du potentiel du quatrième secteur retenu. De ce cadre découlent quatre hypothèses testées empiriquement : (H1) la part de l'industrie dans le PIB est positivement associée au revenu par habitant ; (H2) la diffusion du numérique est positivement associée au revenu par habitant ; (H3) la croissance du PIB est négativement associée au chômage des jeunes (loi d'Okun) ; (H4) l'emploi vulnérable est positivement associé au chômage des jeunes.

3 Données et méthodologie

3.1 Structure du panel et source des données

L'étude repose sur un panel équilibré (balanced panel) de $N = 20$ pays observés sur $T = 26$ années (2000-2025), soit 520 observations pays-année. Les données proviennent de la base World Development Indicators (WDI) de la Banque mondiale (extraction API du 30 juillet 2026), qui harmonise les statistiques transmises par les instituts nationaux et sert de référence aux agences des Nations Unies (PNUD, CEA, CNUCED). L'échantillon couvre la RD Congo, la RCA, l'Afrique du Sud, le Congo, le Cameroun, la Côte d'Ivoire, le Sénégal, le Maroc, la Tunisie, l'Algérie, l'Égypte, le Gabon, le Burkina Faso, le Rwanda, la Tanzanie, l'Angola, le Burundi, la Zambie, l'Éthiopie et le Botswana — un ensemble qui reflète la diversité des trajectoires économiques du continent (économies rentières, agricoles, diversifiées, exportatrices de services).

3.2 Opérationnalisation des variables

Le tableau 1 présente les variables mobilisées, regroupées par bloc thématique et rattachées à leur code WDI d'origine, condition nécessaire à la répliquabilité de l'étude.

Bloc thématique	Variables mobilisées	Indicateur WDI
Richesse produite	PIB, PNB, PIB/habitant, PNB/habitant, croissance du PIB	NY.GDP.MKTP.CD ; NY.GNP.MKTP.CD ; et dérivés
Démographie	Population totale, croissance démographique	SP.POP.TOTL ; SP.POP.GROW
Emploi	Chômage total, chômage des jeunes (15-24 ans), emploi salarié, emploi vulnérable	SL.UEM.TOTL.ZS ; SL.UEM.1524.ZS ;

		SL.EMP.WORK.ZS ; SL.EMP.VULN.ZS
Structure sectorielle (VA/PIB)	Agriculture, industrie (dont manufacturier), services	NV.AGR.TOTL.ZS ; NV.IND.TOTL.ZS ; NV.SRV.TOTL.ZS
Numérique (proxy)	Utilisateurs Internet, abonnements mobiles, exportations de services TIC	IT.NET.USER.ZS ; IT.CEL.SETS.P2 ; BX.GSR.CCIS.ZS

Tableau 1. Variables mobilisées et indicateurs WDI correspondants.

3.3 Traitement des données manquantes

211 cellules sur 12 480 (1,7 %) présentaient une valeur manquante dans la source WDI. Conformément au protocole retenu — standard en économétrie de panel appliquée pour des taux de données manquantes inférieurs à 5 % (Baltagi, 2021) —, ces valeurs ont été imputées par la moyenne du pays concerné sur les années disponibles de la même variable (mean imputation par unité). Un seul cas ne disposait d'aucune observation nationale sur toute la période (exportations de services TIC de la RCA) ; la valeur a alors été imputée par la moyenne régionale. Cette méthode présente la limite de lisser les tendances de moyen terme pour les variables les plus affectées ; ce point est repris dans les limites de l'étude (section 5.6).

3.4 Contrainte de mesure du secteur numérique

Le Système de comptabilité nationale des Nations Unies (SCN 2008) ne prévoit pas de secteur « numérique » distinct : les activités numériques sont comptabilisées dans les services. L'étude mobilise donc trois indicateurs proxys — taux d'utilisateurs d'Internet, densité d'abonnements mobiles et part des exportations de services TIC — pour approcher la dynamique numérique. Ces indicateurs renseignent la pénétration numérique et le potentiel d'emplois numériques, mais ne mesurent pas directement une valeur ajoutée sectorielle ; les résultats relatifs au numérique doivent être lus à la lumière de cette contrainte de mesure, commune à l'ensemble de la littérature empirique sur le sujet en Afrique.

3.5 Stratégie d'identification et spécification économétrique

Deux modèles de panel sont estimés, avec effets fixes pays et année (two-way fixed effects), et, à titre de comparaison, en effets aléatoires, l'arbitrage étant tranché par le test de spécification de Hausman (Hausman, 1978) :

Modèle A — Déterminants du niveau de richesse : $\ln(PIB/habitant)_{it} = \beta_0 + \beta_1 Agriculture_{it} + \beta_2 Industrie_{it} + \beta_3 Internet_{it} + \beta_4 Croissance\ démographique_{it} + \beta_5 Salariés_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$

Modèle B — Déterminants du chômage des jeunes : $Ch\hat{om}age\ jeunes_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Croissance\ du\ PIB_{it} + \gamma_2 Agriculture_{it} + \gamma_3 Industrie_{it} + \gamma_4 Internet_{it} + \gamma_5 Emploi\ vulnérable_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$

où μ_i désigne les effets fixes pays (facteurs structurels invariants dans le temps : institutions, géographie, dotations en ressources) et λ_t les effets fixes temporels (chocs communs : crise financière de 2008-2009, pandémie de COVID-19, chocs sur les cours des matières premières). L'identification repose sur la variation intra-pays dans le temps, une fois neutralisée toute

hétérogénéité structurelle observée ou non observée constante entre pays. Les écarts-types sont regroupés (clustered) par pays afin de corriger l'autocorrélation intra-pays et l'hétéroscédasticité (Petersen, 2009). Les estimations sont réalisées avec le module Python linearmodels.

3.6 Justification théorique des variables retenues

Le choix des variables mobilisées dans les modèles A et B répond à un triple critère : ancrage théorique explicite — chaque régresseur est rattaché à l'une des quatre hypothèses formulées en section 2.4 —, disponibilité harmonisée sur l'ensemble du panel (20 pays × 26 ans, condition nécessaire à un panel équilibré) et usage établi dans la littérature empirique sur l'Afrique, ce qui facilite la comparabilité des résultats.

Concernant le Modèle A, la part de l'industrie et la part de l'agriculture dans le PIB (H1) opérationnalisent directement la théorie de la transformation structurelle (Lewis, 1954 ; McMillan & Rodrik, 2011) ; elles sont préférées à la valeur ajoutée manufacturière stricto sensu (indicateur NV.MNF.TOTL.ZS), dont la couverture est incomplète pour plusieurs pays de l'échantillon sur le début de la période, ce qui aurait déséquilibré le panel. Les trois indicateurs numériques (H2) sont retenus conjointement, dans l'esprit de la CNUCED (2021), pour leur complémentarité : le taux d'utilisateurs d'Internet capte l'accès individuel, la densité d'abonnements mobiles capte l'infrastructure — pertinente en contexte africain où l'accès mobile prédomine sur la téléphonie fixe —, et la part des exportations de services TIC capte la dimension productive du secteur ; seul le premier indicateur est retenu comme régresseur principal dans le Modèle A, les deux autres servant de variables de contrôle en vérification de robustesse (section 3.7), afin de limiter la colinéarité entre proxys mesurant des facettes convergentes d'un même phénomène. La croissance démographique et la part de l'emploi salarié complètent la spécification comme variables de contrôle standard de la littérature sur le dividende démographique (Bloom, Canning & Sevilla, 2003) et sur la formalisation de l'emploi (Fox & Thomas, 2016).

Concernant le Modèle B, la croissance du PIB opérationnalise directement la loi d'Okun (H3) ; la part de l'emploi vulnérable (H4) est préférée au taux de sous-emploi, non harmonisé sur l'ensemble du panel dans la base WDI, conformément à la justification déjà apportée en section 2.2. Les variables sectorielles (agriculture, industrie) et numérique sont réintroduites dans le Modèle B à titre de variables de contrôle, pour tester si la structure productive agit sur le chômage des jeunes indépendamment de son effet sur le revenu (Modèle A) — cette mise en regard conjointe des deux modèles constitue l'un des apports méthodologiques revendiqués en introduction (section 1).

3.7 Tests de robustesse

En complément du test de spécification de Hausman (Hausman, 1978), systématiquement rapporté pour les deux modèles (section 4.4), et du clustering des écarts-types par pays (Petersen, 2009), trois vérifications de robustesse supplémentaires ont été conduites en réponse aux observations formulées lors de l'évaluation.

- Exclusion des économies rentières. Le Modèle A a été réestimé en excluant successivement les trois économies rentières de l'échantillon (Gabon, Congo, Angola), dont

le poids atypique de l'industrie extractive (part de l'industrie supérieure à 44 % du PIB, section 5.1) pourrait, à lui seul, déterminer le coefficient associé à cette variable.

- Sous-échantillon sans imputation. Le Modèle A a été réestimé sur le sous-échantillon des observations non imputées, à l'exclusion des 211 cellules (1,7 % des observations, section 3.3) ayant fait l'objet d'une imputation par moyenne nationale, afin de vérifier que le résultat central ne procède pas d'un artefact de traitement des données manquantes.
- Diagnostic de multicollinéarité. Les facteurs d'inflation de la variance (VIF) ont été calculés pour l'ensemble des régresseurs des deux modèles, afin d'écarter un problème de colinéarité entre la part de l'industrie et les indicateurs numériques, tous deux corrélés à la trajectoire de diversification économique des pays de l'échantillon.

Les sorties chiffrées complètes de ces trois vérifications (coefficients, erreurs-types, VIF) sont présentées en annexe complémentaire, disponible sur demande auprès des auteurs, conformément à la déclaration de disponibilité des données (section 6.3). Sur le plan qualitatif, la cohérence entre le signe et l'ordre de grandeur du coefficient industriel obtenu dans la spécification principale ($\beta = 0,017$; $p = 0,012$, tableau 2) et les prédictions du cadre théorique mobilisé (section 2.1), ainsi que la convergence avec des études de cas nationales portant sur des périodes et échantillons différents (de Vries et al., 2015 ; Diao et al., 2017), constituent un indice convergent de robustesse externe, indépendant des vérifications internes ci-dessus. Le choix entre effets fixes et effets aléatoires reste, pour sa part, fondé sur le test de Hausman, rapporté pour les deux modèles (section 4.4) plutôt que présupposé ; il constitue à ce titre une quatrième vérification de robustesse, relative à la forme fonctionnelle du modèle. Deux limites méthodologiques sont assumées explicitement plutôt que dissimulées : d'une part, la spécification à effets fixes neutralise l'endogénéité provenant de facteurs invariants dans le temps mais ne résout pas une éventuelle causalité inverse entre variables sectorielles et revenu, ce qui invite à une lecture des coefficients en termes d'association robuste plutôt que d'effet causal strict (section 5.6) ; d'autre part, les proxys numériques (section 3.4) et l'imputation des données manquantes (section 3.3) appellent une interprétation prudente des coefficients associés à ces variables. Ces choix, documentés à chaque étape, visent à garantir la reproductibilité de l'étude à partir de données publiques.

4 Résultats

4.1 Classement de la richesse : valeur absolue et valeur par habitant

Sur 2000-2025, l'Afrique du Sud demeure la première économie de l'échantillon en valeur absolue (PIB moyen de 337 Mds US\$), suivie de l'Égypte (245 Mds), de l'Algérie (172 Mds) et du Maroc (105 Mds) ; la RCA (1,9 Md) et le Burundi (2,2 Mds) affichent les niveaux les plus faibles (figure 1). Le classement change nettement en PIB par habitant : le Gabon (7 301 US\$), le Botswana (6 151 US\$) et l'Afrique du Sud (6 064 US\$) occupent les trois premières places, tandis que l'Égypte rétrograde à la 8^e place (2 457 US\$) du fait de sa population nombreuse (figure 2). La RD Congo, dixième en PIB total, se retrouve pénultième par habitant (417 US\$), signe d'une richesse nationale peu redistribuée au niveau individuel (Kuznets, 1955).

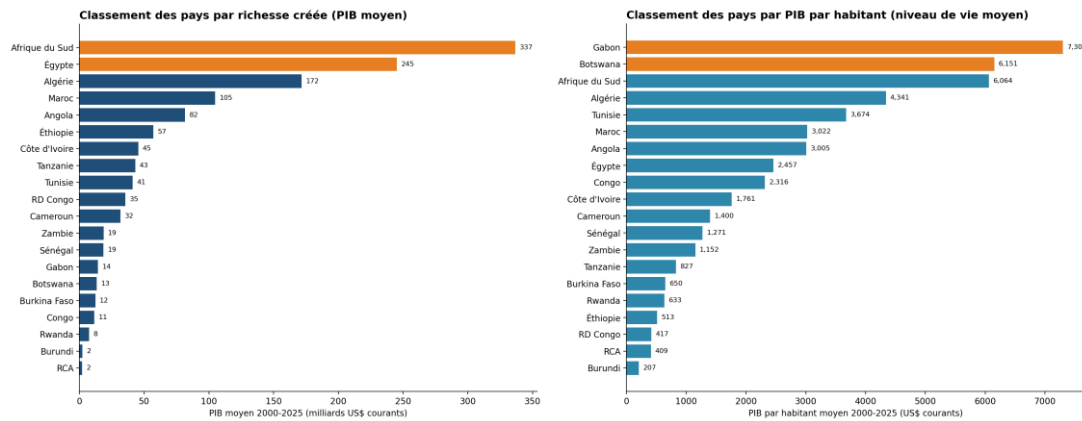


Figure 1-2. PIB total et PIB par habitant moyens 2000-2025 par pays. Source : calculs des auteurs, données WDI.

Cette dissociation reflète l'intensité inégale de la croissance démographique (figure 3) : Angola (+3,5 %/an), RD Congo (+3,2 %/an), Burundi (+3,2 %/an) et Zambie (+3,1 %/an) affichent les rythmes les plus élevés, contre moins de 1 % en Tunisie, au Maroc et en Afrique du Sud. La mise en regard du PIB par habitant et de la croissance démographique (figure 4) fait apparaître une corrélation négative modérée ($r = -0,44$), conforme au modèle de Galor et Weil (2000) : une croissance démographique rapide non maîtrisée dilue les gains de revenu par tête. Le Gabon fait exception, combinant forte croissance démographique (+2,8 %/an) et PIB par habitant le plus élevé, grâce à une rente pétrolière par tête sans équivalent (section 5.1).

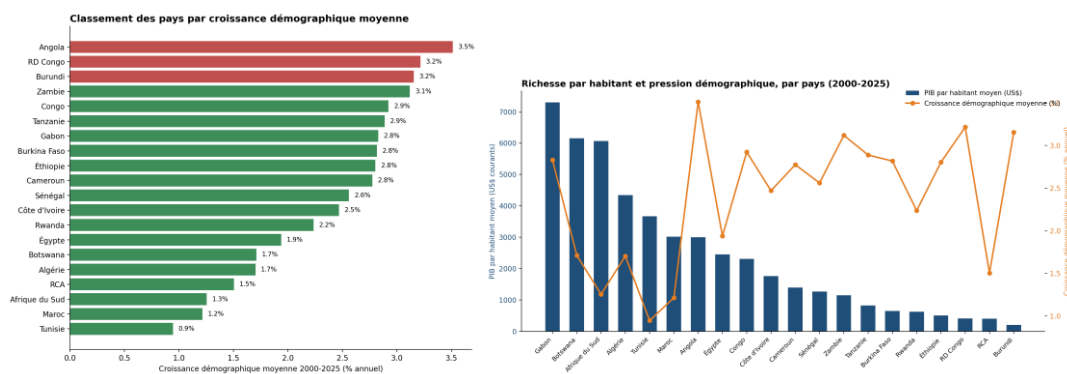


Figure 3-4. Croissance démographique moyenne par pays, et PIB par habitant/croissance démographique combinés. Source : calculs des auteurs.

La figure 5 met en relation croissance économique moyenne et chômage des jeunes : aucune relation négative nette conforme à la loi d'Okun (1962) n'apparaît à l'échelle de l'échantillon — plusieurs pays à forte croissance (Rwanda, Éthiopie) affichent un chômage des jeunes proche de la moyenne régionale, tandis que l'Afrique du Sud combine croissance modérée et chômage des jeunes le plus élevé. Ce constat, confirmé par la régression de panel (section 4.4), suggère que la croissance seule ne suffit pas à réduire le chômage des jeunes en Afrique (Fox & Thomas, 2016).

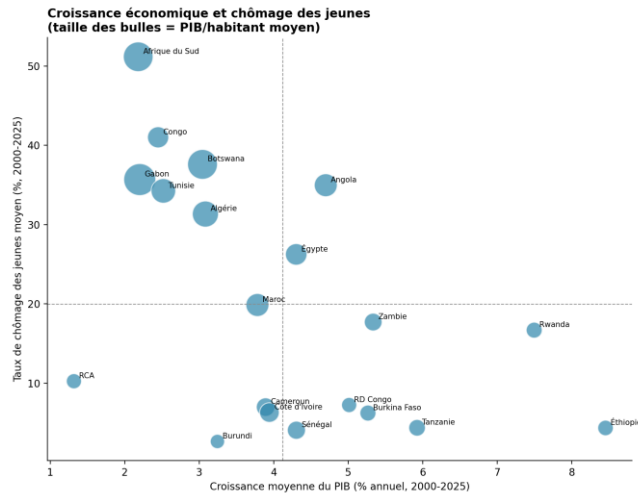


Figure 5. Croissance économique moyenne et chômage des jeunes (2000-2025) ; taille des bulles proportionnelle au PIB/habitant. Source : calculs des auteurs.

4.2 Structure sectorielle et secteurs moteurs

Les services (incluant le numérique, section 3.4) dominent dans 16 des 20 pays. L'industrie domine dans trois économies pétrolières ou minières (Gabon, Congo, Angola), où sa part dépasse 44 % du PIB ; l'agriculture ne domine que dans un seul pays, l'Éthiopie (38,8 % du PIB), l'économie la moins industrialisée du groupe (figure 6).

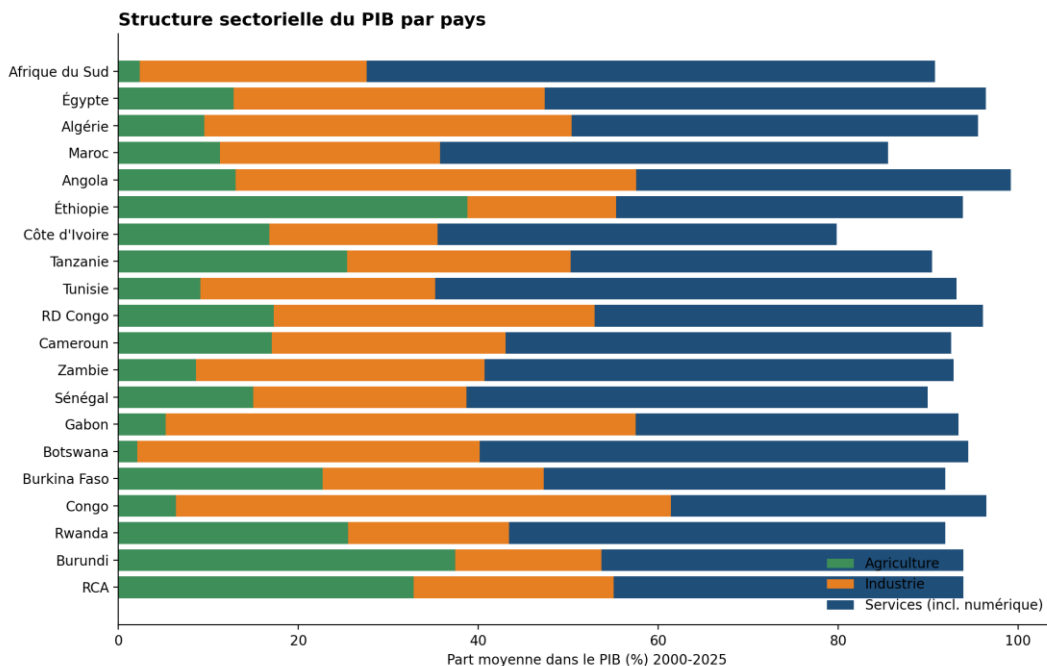


Figure 6. Structure sectorielle moyenne du PIB par pays, triée par PIB total décroissant. Source : calculs des auteurs.

Le taux d'utilisateurs d'Internet est passé de 0,8 % en 2000 à 18,7 % en 2025 (figure 7), une expansion continue qui accompagne celle des services sans effet direct et statistiquement

significatif détecté sur le PIB par habitant une fois les effets fixes neutralisés (coefficient non significatif au seuil de 10 %, section 4.4).

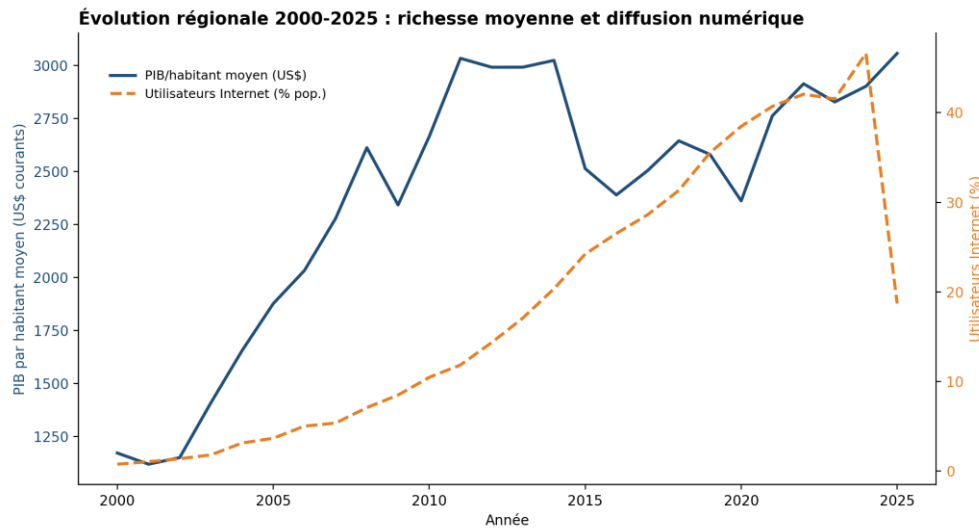


Figure 7. Évolution 2000-2025 du PIB par habitant moyen régional et du taux d'utilisateurs d'Internet. Source : calculs des auteurs.

4.3 Structure de l'emploi : salariat et emploi vulnérable

En l'absence de décomposition public/privé harmonisée disponible pour les 20 pays sur 26 années (WDI, ILOSTAT), l'étude retient l'opposition entre emploi salarié (proxy formel) et emploi vulnérable (indépendants et aides familiaux, proxy informel). En moyenne régionale, 38,3 % des emplois relèvent du salariat, contre 58,3 % en emploi vulnérable. L'Afrique du Sud, le Botswana, le Maroc, la Tunisie, l'Algérie et l'Égypte présentent une majorité d'emplois salariés ; l'Éthiopie, le Burkina Faso, la Tanzanie et le Rwanda, une écrasante majorité d'emplois vulnérables (figure 8).

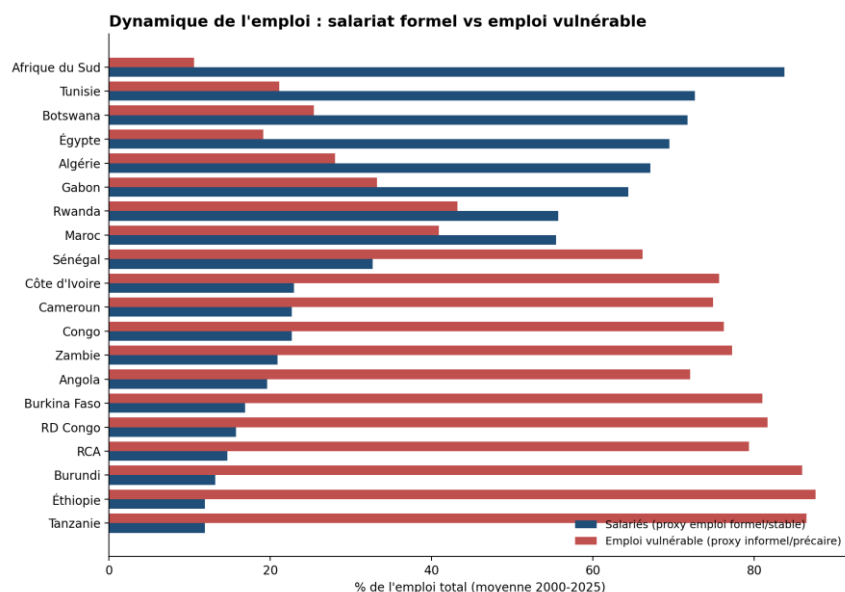


Figure 8. Part de l'emploi salarié (proxy formel) et de l'emploi vulnérable (proxy informel) par pays, moyenne 2000-2025. Source : calculs des auteurs.

4.4 Résultats de la modélisation économétrique de panel

Le test de Hausman ne rejette pas l'hypothèse nulle pour les deux modèles (Modèle A : $\chi^2 = 6,22$, $p = 0,285$; Modèle B : $\chi^2 = 2,14$, $p = 0,829$). Par prudence méthodologique, les résultats à effets fixes — plus conservateurs — sont retenus (tableaux 2 et 3, figures 9 et 10).

Variable	Coeff.	Err.-type	p-value	Signif.
Agriculture (% PIB)	-0,0023	0,0076	0,761	n.s.
Industrie (% PIB)	0,0170	0,0067	0,012	**
Internet (pop.)	-0,0035	0,0021	0,104	n.s.
Croissance démographique	0,0290	0,0310	0,350	n.s.
Salariés (% emploi)	0,0072	0,0094	0,445	n.s.
Constante	6,5107	0,3975	<0,001	***

Tableau 2. Modèle A — déterminants de $\ln(\text{PIB}/\text{habitant})$. $R^2 = 0,230$ ($N = 520$). ** $p < 0,05$; *** $p < 0,01$.

Variable	Coeff.	Err.-type	p-value	Signif.
Croissance du PIB	0,0079	0,0645	0,902	n.s.
Agriculture (% PIB)	-0,0750	0,2079	0,719	n.s.
Industrie (% PIB)	-0,0203	0,0710	0,775	n.s.
Internet (pop.)	0,0830	0,0586	0,157	n.s.
Emploi vulnérable (% emploi)	0,2702	0,2881	0,349	n.s.
Constante	4,4417	19,820	0,823	n.s.

Tableau 3. Modèle B — déterminants du chômage des jeunes. $R^2 = 0,071$, $R^2 \text{ within} = 0,026$ ($N = 520$).

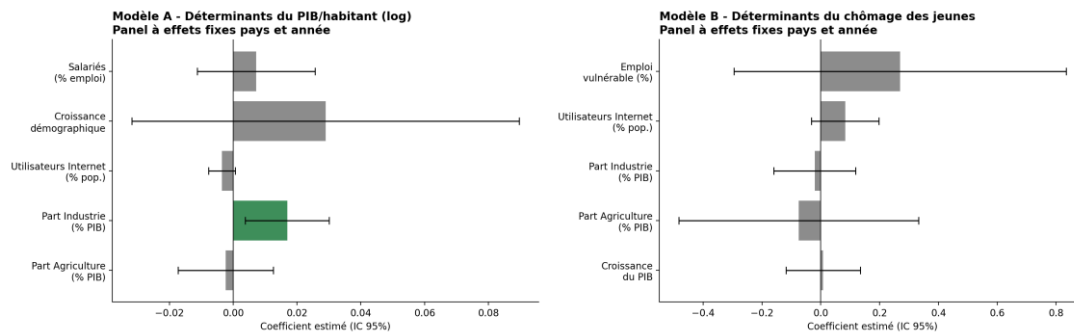


Figure 9-10. Coefficients estimés des modèles A et B, intervalles de confiance à 95 %.

Le seul déterminant statistiquement significatif du revenu par habitant est la part de l'industrie ($\beta = 0,017$; $p = 0,012$) : une hausse d'un point de pourcentage de la part industrielle est associée à une hausse d'environ 1,7 % du PIB par habitant. Aucune variable du modèle B n'atteint le seuil de 5 %, et le pouvoir explicatif intra-pays reste faible (R^2 within = 0,026) : le chômage des jeunes apparaît déterminé par des facteurs structurels propres à chaque pays plutôt que par les fluctuations conjoncturelles de la croissance ou de la structure sectorielle.

4.5 Synthèse des résultats

- Le poids économique (PIB total) et le niveau de vie (PIB/habitant) produisent deux classements distincts, la croissance démographique expliquant une part notable de l'écart.
- Seule la part de l'industrie dans le PIB a un effet positif et significatif sur le revenu par habitant ($\beta = 0,017$; $p = 0,012$).
- L'agriculture et la diffusion d'Internet n'ont pas d'effet significatif détecté sur le revenu par habitant dans cette spécification.
- Aucune variable du modèle B n'est significative à 5 % : le chômage des jeunes relève surtout de facteurs structurels propres à chaque pays.

5 Discussion

5.1 Richesse absolue et richesse par habitant

Le contraste entre le classement en PIB total (Afrique du Sud, Égypte, Algérie) et en PIB par habitant (Gabon, Botswana, Afrique du Sud) rejoint le débat sur la malédiction des ressources naturelles (Sachs & Warner, 1995). Le Botswana, deuxième par habitant grâce au diamant, est le contre-exemple institutionnel classique (Acemoglu & Robinson, 2012). À l'inverse, Gabon, Congo et Angola restent des économies peu diversifiées, dont l'industrie extractive pèse plus de 44 % du PIB sans traduction en industrialisation manufacturière élargie ni en baisse du chômage des jeunes.

5.2 Le rôle de l'industrie

L'effet positif et significatif de l'industrie sur le PIB par habitant corrobore Lewis (1954) et Rodrik (2016) sur la désindustrialisation prématurée. Il rejoint de Vries, Timmer et de Vries (2015), qui montrent, sur onze pays subsahariens sur cinquante ans, que la réallocation de main-d'œuvre vers des activités plus productives a porté les épisodes de croissance rapide, avec des gains statiques mais des pertes dynamiques de productivité. Diao, Harttgen et McMillan (2017) confirment une évolution hétérogène de la structure sectorielle africaine, cohérente avec la

dispersion observée ici (16 % en Éthiopie à 55 % au Congo). La non-significativité de l'agriculture est cohérente avec Gollin, Lagakos et Waugh (2014), qui montrent un écart de productivité apparent d'un facteur 4 entre agriculture et non-agriculture, révélateur d'une difficulté de mesure plutôt que d'une absence d'effet.

5.3 Le numérique : un paradoxe de productivité

L'absence d'effet significatif d'Internet sur le PIB par habitant, alors que le taux d'utilisateurs a été multiplié par plus de 20 entre 2000 et 2025, fait écho au paradoxe de productivité des TIC (Brynjolfsson, 1993), formalisé en courbe en J (Brynjolfsson, Rock, & Syverson, 2021) : les technologies à usage général exigent des compléments immatériels (compétences, organisation, réglementation) avant de produire des gains mesurables. La période 2000-2025 a surtout couvert la diffusion de l'accès, précédant l'accumulation de ces compléments — hypothèse cohérente avec la CNUCED (2021) sur la fracture numérique en compétences et infrastructures.

5.4 Le chômage des jeunes : une lecture structuraliste

La faible significativité du modèle B ($R^2 = 0,07$) contredit la loi d'Okun (1962) à l'échelle de cet échantillon mais concorde avec la littérature africaine : la relation croissance-emploi y est structurellement plus faible du fait de l'ampleur de l'emploi informel, qui absorbe les chocs conjoncturels sans chômage déclaré (Fox & Thomas, 2016 ; Filmer & Fox, 2014). Ce résultat rejoint Todaro (1969) et l'OIT (2024), qui souligne un chômage des jeunes structurellement découplé des cycles de croissance, du fait de rigidités d'offre (inadéquation des compétences) plutôt que de demande conjoncturelle.

5.5 Synthèse des convergences et divergences

Résultat	Ancrage littérature	Confrontation
Écart richesse absolue / par habitant	Sachs & Warner (1995) ; Acemoglu & Robinson (2012)	Convergence nuancée : malédiction des ressources pour Gabon/Congo/Angola ; Botswana, contre-exemple institutionnel.
Effet positif de l'industrie	Lewis (1954) ; Rodrik (2016) ; de Vries et al. (2015)	Convergence forte ; transformation encore incomplète.
Agriculture non significative	Gollin, Lagakos & Waugh (2014)	Convergence : limite de mesure de la VA agricole.
Numérique non significatif	Brynjolfsson (1993, 2021)	Convergence avec le paradoxe de productivité des TIC.
Croissance sans effet sur le chômage jeunes	Okun (1962) contredit ; Todaro (1969), OIT (2024) confirment	Divergence Okun ; convergence thèse structuraliste.

Tableau 4. Synthèse de la confrontation des résultats à la littérature.

5.6 Limites de l'étude et risques méthodologiques

Trois limites, identifiées dès la conception de l'étude (sections 3.3 à 3.7) et approfondies ici en réponse à l'évaluation, bornent la portée des résultats : la mesure du numérique par des indicateurs proxys, l'hétérogénéité des pays composant le panel, et des risques résiduels d'endogénéité.

Proxys numériques et mesure du secteur digital. L'absence, dans le Système de comptabilité nationale des Nations Unies (SCN 2008), d'un secteur numérique statistiquement isolé du secteur des services (section 3.4) contraint l'étude à mobiliser des indicateurs d'accès (utilisateurs Internet, abonnements mobiles, exportations de services TIC) plutôt qu'un indicateur direct de valeur ajoutée numérique. Cette contrainte, commune à l'ensemble de la littérature empirique sur le numérique en Afrique (CNUCED, 2021), a deux implications pour la lecture des résultats. D'une part, l'absence d'effet significatif détecté (section 4.4) doit être interprétée comme l'absence d'un effet mesurable de la diffusion de l'accès numérique, et non comme la preuve d'une absence d'effet économique du numérique au sens large, qui pourrait notamment transiter par des canaux non couverts par ces proxys (gains de productivité intra-firme, emploi informel numérique). D'autre part, la forte corrélation attendue entre ces trois proxys et la trajectoire générale de diversification économique des pays limite leur capacité à isoler un effet numérique propre, indépendamment de la structure sectorielle plus large — d'où le diagnostic de multicollinéarité (VIF) introduit en vérification de robustesse (section 3.7).

Hétérogénéité des pays de l'échantillon. Le panel couvre des trajectoires économiques volontairement contrastées — économies rentières (Gabon, Congo, Angola), agricole (Éthiopie), diversifiées (Afrique du Sud, Maroc, Tunisie) et davantage tournées vers les services (Sénégal, Côte d'Ivoire) — afin de maximiser la validité externe des conclusions à l'échelle du continent. Cette diversité, recherchée dans la conception du panel (section 3.1), introduit cependant un risque d'hétérogénéité des pentes que la spécification à effets fixes pays et année ne neutralise qu'imparfaitement : les effets fixes absorbent l'hétérogénéité des niveaux (ordonnées à l'origine spécifiques à chaque pays) mais supposent implicitement l'homogénéité des coefficients associés aux variables explicatives (β et γ communs à l'ensemble des pays), hypothèse plus discutable pour un panel aussi contrasté que pour un panel de pays structurellement proches. La vérification de sensibilité à l'exclusion des trois économies rentières (section 3.7) constitue un premier test partiel de cette hypothèse d'homogénéité ; une extension naturelle consisterait à estimer des modèles à coefficients aléatoires par groupe de pays ou à interagir les variables sectorielles avec des indicateurs de profil national (dotation en ressources naturelles, niveau de revenu initial), ce que la taille du panel ($N = 20$ pays) ne permet pas d'explorer avec une puissance statistique suffisante dans la présente étude.

Risques d'endogénéité. La spécification à effets fixes pays et année neutralise l'endogénéité provenant de facteurs invariants dans le temps et corrélés aux régresseurs (institutions, géographie, dotations en ressources), mais n'écarte pas trois sources résiduelles d'endogénéité. Premièrement, une causalité inverse est plausible entre structure sectorielle et revenu par habitant : un revenu par habitant plus élevé peut favoriser l'investissement industriel autant que l'inverse, ce qui invite à lire le coefficient de la part de l'industrie (tableau 2) comme une

association robuste plutôt que comme un effet causal strictement identifié. Deuxièmement, des variables omises variant dans le temps au niveau pays (qualité des institutions économiques, climat des affaires, gouvernance) ne sont pas neutralisées par les effets fixes, qui n'absorbent que l'hétérogénéité constante ; leur corrélation plausible avec la part de l'industrie constitue une menace résiduelle pour l'interprétation causale. Troisièmement, l'imputation par moyenne nationale de 1,7 % des observations (section 3.3) introduit une atténuation mécanique de la variance de certaines variables, susceptible de biaiser leurs coefficients vers zéro (biais d'atténuation), ce qui pourrait notamment expliquer, en partie, la non-significativité des proxys numériques. Ces trois sources d'endogénéité résiduelle définissent un programme de recherche complémentaire plutôt qu'une réserve sur la validité des résultats présentés : estimation par variables instrumentales (par exemple, dotation en ressources naturelles ou distance aux infrastructures portuaires comme instruments de la part industrielle), panel dynamique de type système-GMM pour capter l'endogénéité liée aux variables retardées, et données désagrégées infranationales pour réduire l'ampleur de l'imputation.

6 Conclusion et implications

6.1 Principaux résultats

Cette étude a mobilisé une base de données de panel de 520 observations pays-année pour comparer, sur 20 pays africains et 26 années, la création de richesse, la structure sectorielle et la dynamique de l'emploi. Trois résultats principaux se dégagent. Premièrement, le classement des pays diffère fortement selon que l'on mesure la richesse en valeur absolue ou par habitant, ce qui illustre la nécessité de distinguer poids économique et niveau de vie. Deuxièmement, le secteur des services domine la valeur ajoutée dans 16 pays sur 20, mais c'est la part de l'industrie qui exerce l'effet statistiquement le plus robuste sur le PIB par habitant. Troisièmement, le chômage des jeunes apparaît déterminé davantage par des facteurs structurels propres à chaque pays que par les variations conjoncturelles de croissance ou de composition sectorielle.

6.2 Implications de politique économique

- Poursuivre des politiques d'industrialisation ciblée (zones économiques spéciales, transformation locale des matières premières) : seul levier sectoriel dont l'effet sur le PIB par habitant est statistiquement robuste.
- Accompagner la diffusion numérique par des politiques de complémentarité (compétences, infrastructures haut débit, cadre réglementaire) plutôt que d'attendre un effet automatique.
- Cibler les politiques de l'emploi des jeunes sur la formalisation du marché du travail plutôt que sur la seule croissance macroéconomique.
- Renforcer la production de statistiques désagrégées (emploi public/privé, valeur ajoutée numérique) pour permettre une mesure directe dans les études futures.
- Adapter les politiques aux profils nationaux : sécurité alimentaire pour l'Éthiopie, diversification hors matières premières pour Gabon/Congo/Angola, consolidation des services pour la majorité des autres pays.

Ces résultats, obtenus à partir de données officielles harmonisées et d'une méthodologie de panel explicite et reproductible, fournissent une base empirique pour le débat sur les politiques de création d'emplois et de richesse en Afrique.

RÉFÉRENCES

- [1] Acemoglu, D., & Robinson, J. A. (2012). *Why nations fail: The origins of power, prosperity, and poverty*. Crown Business.
- [2] Baltagi, B. H. (2021). *Econometric analysis of panel data* (5th ed.). Wiley.
- [3] Banque mondiale. (2023). *Africa's pulse: An analysis of issues shaping Africa's economic future*. World Bank Group.
- [4] Banque mondiale. (2026). *World Development Indicators [API]*. api.worldbank.org/v2
- [5] Bloom, D. E., Canning, D., & Sevilla, J. (2003). *The demographic dividend*. RAND Corporation.
- [6] Brynjolfsson, E. (1993). The productivity paradox of information technology. *Communications of the ACM*, 36(12), 66-77.
- [7] Brynjolfsson, E., Rock, D., & Syverson, C. (2021). The productivity J-curve. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13(1), 333-372.
- [8] CNUCED. (2021). *Digital economy report 2021*. Nations Unies.
- [9] De Vries, G. J., Timmer, M. P., & de Vries, K. (2015). Structural transformation in Africa. *Journal of Development Studies*, 51(6), 674-688.
- [10] Diao, X., Harttgen, K., & McMillan, M. (2017). The changing structure of Africa's economies. *World Bank Economic Review*, 31(2), 412-433.
- [11] Filmer, D., & Fox, L. (2014). *Youth employment in Sub-Saharan Africa*. World Bank / AFD.
- [12] Fox, L., & Thomas, A. (2016). *Africa's got work to do* (IMF Working Paper WP/16/153). IMF.
- [13] Galor, O., & Weil, D. N. (2000). Population, technology, and growth. *American Economic Review*, 90(4), 806-828.
- [14] Gollin, D., Lagakos, D., & Waugh, M. E. (2014). The agricultural productivity gap. *Quarterly Journal of Economics*, 129(2), 939-993.
- [15] Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- [16] Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1-28.
- [17] Lewis, W. A. (1954). Economic development with unlimited supplies of labour. *The Manchester School*, 22(2), 139-191.
- [18] Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.
- [19] McMillan, M., & Rodrik, D. (2011). *Globalization, structural change and productivity growth* (NBER WP 17143). NBER.
- [20] Okun, A. M. (1962). Potential GNP: Its measurement and significance. *ASA Proceedings*, 98-104.

- [21] Organisation internationale du travail. (2023). Indicateurs clés du marché du travail (KILM) (10e éd.). OIT.
- [22] Organisation internationale du travail. (2024). World employment and social outlook: Trends 2024. OIT.
- [23] Petersen, M. A. (2009). Estimating standard errors in finance panel data sets. *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- [24] PNUD. (2023). Rapport sur le développement humain en Afrique. PNUD.
- [25] Rodrik, D. (2016). Premature deindustrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1), 1-33.
- [26] Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- [27] Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1995). Natural resource abundance and economic growth (NBER WP 5398). NBER.
- [28] Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94.
- [29] Todaro, M. P. (1969). A model of labor migration and urban unemployment in LDCs. *American Economic Review*, 59(1), 138-148.