

Transformation structurelle, inégalités de revenu et dépenses publiques dans les pays en développement : une analyse en PSTR

Drissa SAWADOGO

*Institut Burkinabè des Arts et Métiers (IBAM), Université Joseph Ki-Zerbo
Email : sawdriss2000@yahoo.fr*

Résumé : L'article revisite la relation entre les dépenses publiques, la transformation structurelle et les inégalités de revenu dans les pays en développement en répondant à la question du niveau des dépenses publiques garantissant la réduction des inégalités par le changement structurel. A l'aide de la méthodologie des panels à transition lisse (PSTR) sur un échantillon de trente-neuf (39) pays sur la période 1990-2014, nous montrons avec robustesse l'existence de relation non linéaire et de seuil de dépenses publiques à atteindre pour que la capacité de réduction des inégalités de revenu par la transformation structurelle soit effective. Il est ressorti, qu'il faut au minimum un ratio dépenses publiques sur PIB de 9.143% ou dépenses publiques en éducation sur PIB de 3.64% pour que le changement structurel puisse avoir des effets réducteurs d'inégalités dans la répartition des revenus. Les politiques de réduction des inégalités ne seront efficaces que si elles sont favorables aussi bien au changement structurel qu'à des investissements publics élevés particulièrement dans le secteur de l'éducation.

Mots clés : Inégalités de revenu - Transformation structurelle - Dépenses publiques - Panel à transition lisse (PSTR) - Pays en développement.

Classification J.E.L. : H52 - O11 - E61.

Structural transformation, income inequalities and public spending in developing countries: an analysis in PSTR

Summary: The article revisits the relationship between public expenditure, structural transformation and income inequality in developing countries by answering the question of the level of public expenditure ensuring the reduction of inequalities through structural change. Using the Panel Smooth Transition Regression (PSTR) on a sample of thirty-nine (39) countries over the period 1990-2014, we robustly show the existence of a non-linear relationship and of a public expenditure threshold. to be achieved so that the capacity to reduce income inequalities through structural transformation is effective. It emerged that a minimum ratio of public expenditure to GDP of 9.143% or public expenditure on education to GDP of 3.64% is required for structural change to have reducing effects of inequalities in the distribution of income. Policies to reduce inequalities will only be effective if they are conducive to both structural change and high public investment, particularly in the education sector.

Keywords: Income inequalities - Structural transformation - Public expenditure - Panel Smooth Transition Regression (PSTR) - Developing countries.

JEL Classification: H52 - O11 - E61.

1. Introduction

Depuis les travaux de Kuznets (1955), il est largement admis que les premières phases du changement structurel induisent des inégalités plus grandes qui vont commencer à baisser progressivement au-delà d'un certain seuil de transformation structurelle. Ce qui se traduit par la relation en U inversée entre le revenu et les inégalités. Les tests de cette relation ont donné des résultats contradictoires même si la majorité des auteurs sont unanimes que le changement structurel a d'énormes répercussions sur les inégalités dans la répartition des revenus. Ces effets sur les inégalités dépendent de l'interaction au fil du temps entre les conditions initiales d'une nation et la transformation structurelle à travers ses principaux canaux que sont les changements technologiques, l'accumulation du capital humain et physique, l'accès aux marchés financiers, les mutations sociales et politiques... (Aizenman, Lee et Park, 2012). La littérature existe quant aux effets de chacune de ces variables sur les inégalités de revenu mais avec des résultats divergents.

Avec un échantillon de pays développés et de pays en développement, les travaux de Roy et Sinha Roy (2017) concluent qu'en moyenne le changement structurel a aggravé les inégalités dans la redistribution des revenus mais avec des résultats qui varient selon le groupe de pays. Dans les pays à faible revenu, la transformation structurelle accentue les inégalités contrairement aux pays à revenu élevé où elle favorise une redistribution plus égalitaire des revenus. Une augmentation de la part du secteur manufacturier dans le PIB de 1% entraîne une augmentation de 3% des inégalités de revenu et de 10% si c'est la part du secteur des services dans le PIB qui croît de 1%. Aizenman, Lee et Park (2012) révèlent dans leurs analyses sur les pays en développement en Asie, que même si la transformation structurelle accroît les écarts salariaux et les inégalités de façon globale, elle aurait contribué à la baisse de la pauvreté.

Dans cette dynamique, Sarma, V., S. Paul, and G. Wan (2017) montrent à partir des données sur le Vietnam une forte croissance combinée à des inégalités de revenu plus criardes. Avec un taux moyen de croissance du PIB/tête de plus 6,4%/par an, on a la proportion de la population vivant avec au moins 3,10 USD par jour a baissé de 34,7% à 3,5% sur les trois dernières décennies. Ces résultats ont été confirmés par la banque mondiale avec l'indice de Gini¹ qui est passé sur cette période de 35,7 en 1992 à 38,7 en 2012.

En somme, Même si la majorité des analyses sont unanimes que la transformation structurelle devrait conduire à terme à une réduction des inégalités de revenu, son impact sur cette redistribution des revenus n'est pas linéaire. La capacité du changement structurel à améliorer les performances économiques et à réduire les inégalités ne passe-t-elle par un minimum de performance en termes de politiques gouvernementales. Cet article fait l'hypothèse de l'existence d'un seuil de dépenses publiques à partir duquel la transformation structurelle aura des effets réducteurs sur les inégalités dans la

¹ L'indice de Gini varie de 0 à 1 où 0 signifie l'égalité parfaite et 1 une inégalité parfaite.

redistribution des revenus dans les pays en développement. Cet article, est l'un des premiers à s'intéresser à *a priori* à l'existence des effets de seuils exercés par les dépenses gouvernementales dans la relation transformation structurelle et inégalités de revenu.

A ce titre, notre approche repose sur la méthodologie du Panel Smooth Transition Regression (PSTR) développé par Gonzalez et al (2005) qui est une modélisation en panel à effets de seuil à l'aide de modèle de transition lisse. L'originalité de cet outil est qu'il constitue non seulement un moyen pertinent d'analyse des phénomènes économiques non linéaires mais il autorise que les séries économiques aient des dynamiques différentes selon les régimes dans lesquels elles évoluent.

Cet article analyse donc à l'aide de cette méthode la nature de la relation qui existe entre la transformation structurelle, les inégalités de revenu et les dépenses publiques comme canaux de transmission des effets du changement structurel sur les inégalités. De façon spécifiques, il s'agira : (i) d'analyser la nature de la relation entre la transformation structurelle et les inégalités à travers les dépenses publiques, (ii) analyser les effets que les dépenses publiques pourraient avoir sur la relation qui lie le changement structurel aux inégalités de revenu.

La suite de l'article est organisée autour de quatre sections. La section 2 fait la synthèse de la revue de littérature sur la relation transformation structurelles, dépenses publiques et inégalités de revenu. La modélisation PSTR et les données utilisées pour l'estimation sont présentées dans la section 3. La section 4 analyse les résultats empiriques obtenus, suivi de la conclusion dans la section 5 qui fait la synthèse des résultats et des implications en termes de politique économique.

2. Revue de littérature

Dans cette section, nous faisons une revue de littérature théorique et empirique sur les effets sur les inégalités de revenu de la transformation structurelle dans un premier temps et des dépenses publiques dans un second temps.

2.1. Transformation structurelle et inégalités de revenu

Le concept de transformation structurelle a fait l'objet de définitions et d'analyses diverses dans la littérature économique avec les travaux précurseurs de Lewis (1954), Rostow (1960), Fisher (1939), Kuznet (1969)... Cela résulte du fait que dans les théories de développement, le caractère linéaire du processus de transformation allant d'un société primitive à une société moderne (Lewis, 1954; Rostow, 1960) est remis en cause et dépend plus des opportunités et des obstacles de développement savoir les facteurs sociaux et politiques d'un pays à l'autre (Boakye, Dessus, Foday, & Oppong, 2012; Rodrik, 2003). A ce titre, le processus du changement aboutit selon les pays à des structures de croissance et prospérité assez différentes (Fagerberg, 2000; Grabowski, 2013).

Selon la Commission Economique pour l'Afrique (CEA, 2018, p. iv) la transformation structurelle est « l'ensemble des changements fondamentaux dans les structures économiques et sociales qui favorisent un développement équitable et durable ». De façon plus large, pour Matsuyama (2008, pp 139-155), le changement structurel traduit « des modifications à long terme de la configuration de l'économie à travers la recomposition des secteurs de production et de l'emploi, l'organisation industrielle et du système financier, la redistribution de revenu, la démographie, les institutions politiques et même le système de valeurs de la société ». A ce titre, il est perçu comme un processus de réallocation de l'activité économique des secteurs à faible productivité vers ceux à productivité plus élevée. En réalité, il n'existe pas dans la littérature un modèle théorique unique qui décrit entièrement le processus de transformation structurelle mais une diversité d'approches et de modèles explicatifs fondés sur la mobilité intersectorielle des facteurs de production. Toutes ces analyses identifient la productivité générée par la réallocation et l'innovation technologique comme la principale force motrice du changement structurel (Bartelsman & Doms, 2000).

Trois facteurs sont mis en évidence à travers les différents travaux empiriques pour le caractériser : (i) l'augmentation de la contribution des secteurs modernes (secteur manufacturier, secteur des services) à forte valeur ajoutée dans le PIB total, combinée à une diminution de la part de l'agriculture (Chenery, 1979; Kuznets, 1955) ; (ii) la réduction de la proportion des travailleurs agricoles qui migrent vers les secteurs modernes et plus productifs de l'économie ; et (iii) la migration de la main d'œuvre du milieu rural vers les zones urbaines, déplaçant ainsi l'épicentre des économies de la zone rurale vers les villes (Kuznets, 1955). Ainsi, le changement structurel pour un pays est le résultat des mutations multidimensionnelles de l'économie allant de l'accumulation et de la réallocation des facteurs de production intégrant les innovations technologiques à une amélioration de son intégration à l'économie mondiale par une recomposition des échanges commerciaux.

Aussi, l'influence du changement structurel sur les performances des économies mises en évidence dans les travaux précurseurs de Lewis (1954) a eu un regain d'intérêt dans la littérature au cours des années 1990 (Chenery, Robinson et Syrquin, 1986) à travers les pays émergents d'Asie. Ainsi, la transformation structurelle à travers l'allocation des facteurs et l'innovation technologique ont un impact positif et significatif sur la croissance économique (Nelson & Pack, 1999; Ngai & Pissarides, 2007). Timmer & Szirmai (2000) aboutissent aux mêmes résultats en montrant l'impact positif de la réallocation des facteurs entre secteurs sur la croissance industrielle dans les pays d'émergents d'Asie (Coré du sud, Taiwan, Inde, Indonésie). Des travaux empiriques sur l'économie chinoise ont abouti à des résultats similaires. L'amélioration de la productivité globale du fait de la performance des secteurs manufacturiers et de services explique au moins 42% de la croissance chinoise entre 1978 et 1995 (Zheng, Bigsten, & Hu, 2009). Aussi, 24,6% de la croissance de la Chine est due à la réallocation de la main d'œuvre agricole vers les secteurs modernes (Brandt, Mason, Gurses, Petrovsky, & Radin, 2008). La transformation structurelle constitue la variable déterminante de la performance économique de l'Inde (Panagariya, 2011; Singh, 2011).

2.2. Dépenses publiques et inégalités de revenu

Les effets de dépenses publiques sur les inégalités de revenu dans la littérature varient selon l'affectation des dépenses publiques, des outils et méthodes d'analyses, et les pays concernés. A partir des données sur un échantillon de 150 pays sur la période de 1970-2009, Martínez-Vázquez, Vulovic, & Moreno-Dodson (2012) analysent l'impact des dépenses publiques et des taxes sur les inégalités de revenu. Ils montrent que ces dépenses améliorent la distribution de revenu et réduisant ainsi les inégalités.

Les dépenses publiques sous forme de transferts sociaux baissent les inégalités de revenu mais l'ampleur de la réduction dépend du statut des bénéficiaires de ces allocations sociales. L'impact sera plus élevé si les couches à revenu faible constituent la cible. Par contre, si ces ressources sont absorbées par les classes à revenu élevé ou moyen, l'incidence de ces transferts sur les inégalités n'est pas significative (Milanovic, 1994).

Zhuang, Kanbur et Rhee (2014) font des analyses similaires en utilisant les dépenses sous forme de subventions indirectes dans les pays en développement. Ils montrent que ce type de transferts, bien que représentant une proportion significative dans les dépenses gouvernementales dans les pays en développement, réduit faiblement les inégalités de revenu car ils profitent plus aux couches les plus aisées.

Calderón & Servén (2004) s'intéressent à l'effet des dépenses en infrastructures sur croissance et les inégalités à partir de données en panel d'un échantillon de 121 pays sur la période 1960-2000. Ils montrent que l'accroissement de ces dépenses booste la croissance économique et améliore la redistribution des revenus. Selon eux, la mise en place de ces infrastructures de transport facilite la répartition de la richesse par les mécanismes du marché avec l'élargissement des possibilités de production, la baisse des coûts de transactions et de production, l'amélioration de la valeur des actifs des pauvres et la mobilité de la main d'œuvre... (Agénor & Moreno-dodson, 2006). Les dépenses en infrastructures de communication favorisent la circulation de l'information, aident les plus démunis à accéder aux opportunités économiques, réduisant à ce titre les inégalités de revenu (Calderón & Servén, 2004; Zhang & Fan, 2004). La distribution de revenu s'améliore avec les dépenses liées à l'électrification rurale qui génère des effets positifs sur l'emploi et les autres activités génératrices de revenu en milieu rural (Dinkelman, 2011).

Schultz (2005) analyse l'impact des dépenses de santé sur la productivité globale de facteurs dans les pays en développement ; il montre son effet positif le bien-être et les rémunérations des travailleurs, réduisant ainsi les inégalités de revenu. Il est mis en évidence que les dépenses gouvernementales dans l'éducation et la santé réduisent les inégalités de revenu. L'ampleur de ces effets dépend des couches ciblées ou bénéficiaires. Dans les pays en développement, les principaux bénéficiaires sont la classe moyenne en milieu urbain et non les plus pauvres (Alesina et al, 1998 ; Davoodi et al, 2003), atténuant ainsi les effets réducteurs sur les inégalités de revenu. Dans le même ordre d'idées, les travaux de Lanjouw (2001) explorent le lien entre les dépenses publiques en éducation et santé sur la distribution de revenu à partir des données sur

l'économie indonésienne. Ils aboutissent aux résultats que les dépenses dans l'enseignement primaire et les soins de santé primaires réduisent les inégalités car plus profitables aux plus démunis contrairement aux dépenses liées à l'enseignement supérieur et aux hôpitaux, plus bénéfiques aux couches riches. Dans le même sillage, Alfonso et al (2008) montrent un impact positif et significatif des dépenses d'éducation sur la répartition de revenu à travers le capital humain et la qualité des institutions.

Même si la majorité des vérifications empiriques révèlent que les dépenses publiques atténuent les inégalités de revenu, force est de reconnaître des résultats contradictoires chez d'autres auteurs selon le type de dépenses et des outils et indicateurs d'analyses utilisés. A ce titre, l'augmentation des dépenses publiques exacerbe les inégalités par son impact positif sur la demande domestique, créant de l'inflation qui n'est pas favorable aux plus démunis (Demery & Addison, 1987). Aussi, avec les données transversales, Dollar & Kraay (2002) ne trouvent aucun lien significatif entre les dépenses consacrées à l'éducation et à la santé et la distribution des revenus des ménages. Dans cette logique, les travaux de Mukaramah et al (2011) avec des données sur la Malaisie aboutissent aux résultats que l'augmentation des dépenses gouvernementales en éducation accroît non seulement les inégalités de revenu entre les ethnies mais aussi entre le milieu urbain et la zone rurale. En plus ces auteurs montrent également le caractère générateur d'inégalités des dépenses publiques dans l'agriculture et de façon générale le développement rural. Dans la même logique, Sung et Chu (2003) trouvent que les effets des dépenses publiques sur les inégalités varient dans le temps. Pour eux, à court terme, les transferts gouvernementaux vers les ménages à faible revenu réduisent dans l'immédiat les inégalités du fait de l'amélioration de leur revenu disponible ; mais à long terme, des effets secondaires qui peuvent apparaître pour améliorer ou détériorer les la distribution de revenu.

3. Modélisation de Panel à transition lisse

Les arguments dans la section précédente montre que l'impact de la transformation structurelle pourrait dépendre des dépenses gouvernementales. Dans ce cas, si l'effet de la transformation structurelle n'est pas linéaire, le modèle économétrique approprié est le modèle à effet seuil. Au regard de l'objectif poursuivi, le modèle utilisé est le modèle à seuils à transition lisse (*Panel Smooth Transition Regression* : PSTR) de Gonzalez, Teraesvirta, & Dijk (2005) qui est une extension des modèles à seuils à transition brutale (*Panel Threshold Regression* : PTR) proposés par Hansen (1999). Ainsi, contrairement au PTR, le modèle PSTR permet d'obtenir l'impact marginal de la transformation structurelle sur les inégalités selon le niveau des dépenses publiques pour chaque pays et chaque année. Il met donc l'accent sur les effets hétérogènes individuels et temporels. En outre, il permet d'éviter d'utiliser une variable muette pour caractériser l'appartenance à un régime ou à l'autre, de sorte que notre test de linéarité échappe à la critique de Hansen (2000) selon laquelle le test d'égalité entre les coefficients associés aux deux régimes comporte un problème de nuisance. De ce fait, l'utilisation d'un tel modèle s'avère important dans la mesure où les pays en avançant dans la transformation structurelle n'ont pas le même niveau de dépenses publiques.

En considérant la modélisation PSTR, le modèle à estimer se présente comme suit :

$$Gini_{it} = a_i + \theta_1 CS_{it} + \theta_2 CS_{it} g(DP_{it}; \gamma, c) + \beta' Z_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Avec $Gini$ l'indice de Gini du revenu net, a_i , l'effet individuel, CS l'indicateur de changement structurel qui mesure dans notre travail la valeur ajoutée du secteur manufacturier en pourcentage du PIB, DP le niveau des dépenses publiques totales ou de dépenses publiques dans le secteur de l'éducation, représentant la variable de transition, $g(.)$ la fonction de transition, Z un ensemble de variables de contrôle, θ_i les paramètres et β' un vecteur de paramètres à estimer. γ et c sont respectivement la pente de la fonction de transition (ou paramètre de lissage) et le paramètre de centrage des dépenses publiques (ou effet seuil).

La fonction de transition de forme logistique est celle généralement utilisée (Gonzalez et al. (2005)). Elle s'exprime comme suit :

$$g(DP_{it}; \gamma, c) = \{1 + \exp(-\gamma \prod_{j=1}^m (DP_{it} - c_j))\}^{-1} \quad (2)$$

avec $\gamma > 0$ et $c_1 < \dots < c_m$ et m le nombre de seuil de la fonction de transition.

Le modèle PSTR peut être considéré comme un modèle dans lequel il existe deux régimes extrêmes entre lesquels il y aurait un continuum de régimes. En effet, la définition de la fonction de transition impose que $0 < g(DP_{it}; \gamma, c) < 1$. Ainsi lorsque la fonction $g(.)$ tend vers 0, le coefficient θ_1 donne l'impact du changement structurel (CS) sur les inégalités. En revanche, si $g(.)$ tend vers 1, alors l'impact de CS sur les inégalités est donné par $\theta_1 + \theta_2$.

Dans la modélisation du PSTR, Gonzalez et al. (2005) proposent trois étapes. La première consiste à effectuer le test de linéarité sur la base de l'hypothèse que $\gamma = 0$ ou $\theta_2 = 0$. Sous cette hypothèse, l'effet de seuil est nul et le modèle PSTR n'est pas applicable. Toutefois, au regard des effets de nuisances sous l'hypothèse nulle (Davies, 1987), la fonction de transition $g(.)$ est généralement remplacée par son développement limité de Taylor d'ordre 1 au voisinage de $\gamma = 0$. Par conséquent, le modèle devient :

$$Gini_{it} = a + \delta_1 CS_{it} + \delta_2 CS_{it} DP_{it} + \beta' Z_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

Dans l'équation (3), le modèle devient identifiable et δ_2 est proportionnel à γ . La faible valeur de gamma est compatible avec une transition lisse entre les régimes². Par ailleurs, le modèle est non linéaire si δ_2 est statistiquement différent de 0. Le Multiplicateur de Lagrange (LM) et sa version de Fisher (LMF) sont les statistiques utilisées pour vérifier au préalable cette hypothèse de non-linéarité entre la croissance économique et la dépendance d'un pays aux ressources naturelles. Une extension de ces tests est réalisée sur le principe du pseudo-ratio de vraisemblance (pseudo-LRT) par Colletaz & Hurlin (2006). Les trois statistiques de test sont :

² Lorsque gamma tend vers l'infini, la transition est brutale et on retrouve le modèle PTR de Hansen (1999).

$$LM = TN(SSR_0 - SSR_1)/K \sim \chi^2_{(K)}$$

$$LM_F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/K}{SSR_0/(TN - N - K)} \sim F(K, TN - N - K)$$

$$Pseudo - LRT = 2[\log(SSR_0) - \log(SSR_1)] \sim \chi^2_{(K)}$$

où SSR_0 désigne la somme des carrés des résidus du modèle contraint (sous l'hypothèse nulle, c'est-à-dire, le modèle de panel linéaire avec effets fixes individuels) et SSR_1 la somme des carrés des résidus du modèle non contraint PSTR, N la dimension individuelle, T la dimension temporelle.

La présence de non-linéarité peut aussi être cherchée par des méthodes statistiques ou des méthodes d'estimation non paramétrique. Lorsque la présence d'effets de seuil est prouvée, c'est-à-dire δ_2 statistiquement différent de zéro, la seconde étape consiste à estimer les coefficients $\theta_1, \theta_2, \gamma, c$. Pour ce faire, on estime premièrement γ et c . La solution proposée par Colletaz & Hurlin (2006) est alors de créer une grille de recherche sur ces paramètres en sélectionnant plusieurs valeurs possibles pour le paramètre de lissage et pour le seuil pris parmi les valeurs de la variable de transition. La somme des carrés des résidus pouvant être facilement calculée, il suffit ensuite de sélectionner le couple qui la minimise et de s'en servir comme valeur de départ. Gonzalez et al. (2005) proposent comme solution alternative pour obtenir les conditions initiales, l'emploi de l'algorithme du « *simulated annealing* ». A partir des estimateurs de γ et c , par le biais du modèle (3), il est possible d'estimer à nouveau les coefficients de pente du modèle (1) par la méthode des moindres carrés non linéaires (MCNL). Dans cet article, l'approche de Gonzalez et al. (2005) est utilisée pour la suite.

L'estimation de la relation entre les inégalités et le changement structurel se base sur un échantillon de 39 pays en développement sur la période 1990-2014 subdivisée en sous périodes de cinq ans chacune (1990-1994, 1995-1999, 2000-2004, 2005-2009, 2010-2014), ce qui équivaut à un maximum de 5 observations par pays. Aussi, l'utilisation des moyennes quinquennales plutôt que des données annuelles permet-il, non seulement d'exploiter la dimension de série chronologique des données et mais aussi de traiter rigoureusement les problèmes de simultanéité. En plus, elle permet de se concentrer sur les relations de long terme (Beck et Levine, 2004, Sawadogo, 2018). Le choix de la période et de l'échantillonnage est dicté par la disponibilité des données sur les variables d'intérêt. La liste des pays peut être visualisée en Annexe 1.

L'effet du changement structurel sur les inégalités de revenu est analysé par le biais des dépenses publiques qui est la variable de transition. Ainsi, nous utilisons la consommation finale du gouvernement en pourcentage du PIB et les dépenses gouvernementales dans l'éducation en pourcentage du PIB comme mesures des dépenses publiques. Par ailleurs, l'indicateur de changement structurel est mesuré par la valeur ajoutée du secteur manufacturier en pourcentage du PIB. Enfin, les variables de contrôle notamment l'inflation, la proportion des terres arables, la population rurale, le taux de croissance de la population, l'indice polity2 qui mesure le niveau de démocratie, l'ouverture commerciale, le taux de scolarisation au secondaire, le taux de croissance du

PIB par habitant et les crédits bancaires au secteur privé en pourcentage du PIB. L'ensemble de nos données provient de la base de données *World Development indicators* (WDI) de la Banque mondiale à l'exception de l'indice de démocratie qui est tiré de la *base Polity IV dataset*. Les statistiques descriptives de toutes ces variables sont consignées dans le tableau 1 ci-dessous.

Tableau 1 : Statistiques descriptives

Variable	Obs	Mean	Std, Dev,	Min	Max
Gini	194	42,99081	6,980271	28,38333	60,7
Valeur ajoutée du secteur manufacturier (% PIB)	194	15,03242	6,150929	0,673591	34,66622
Dépenses publiques (% PIB)	194	12,90852	4,151822	4,49556	25,26173
Dépenses publiques d'éducation (% PIB)	194	3,989718	1,466344	0,99855	7,21755
Inflation	194	77,20363	57,85472	0,4904	350,6657
Ruralisation	194	56,60701	18,55783	21,457	93,4004
Terre arable	194	17,18469	15,55261	0,82808	68,86764
Démocratie	194	2,723196	5,608185	-7	10
Taux de croissance de la population	194	1,962313	0,928157	-3,673928	4,692999
Ouverture commerciale	194	69,18062	35,38748	14,883	206,8792
Education (%)	187	54,71248	25,82724	6,464728	112,1247
Taux de croissance du PIB par tête	194	2,091997	2,681912	-11,21496	10,27862
Crédit bancaire au secteur privé (% PIB)	194	30,67856	26,0609	3,439108	148,1108

Source : Auteur à partir des données

Il ressort clairement un niveau d'industrialisation relativement faible en moyenne dans l'échantillon (15,03% du PIB) avec une variabilité faible. De même, le niveau des dépenses publiques et des dépenses publiques d'éducation en pourcentage du PIB sont faibles (respectivement 12,908% et 3,989%). La valeur moyenne de l'indice de Gini qui est de 42,99, en dessous de 50 laisse appréhender des inégalités de revenu relativement moins élevées.

4. Résultats

4.1. Résultats préliminaires

Les résultats des tests de linéarité sont consignés dans le tableau 2. Ce test confirme l'existence d'une relation non linéaire entre le changement structurel et les inégalités de revenu. En effet, l'hypothèse nulle de la non-linéarité est confirmée pour les deux variables de transition que sont les dépenses publiques et les dépenses publiques

d'éducation. Par ailleurs, cette non-linéarité est validée en considérant $m = 1$, par défaut. Cela est également confirmé en analysant les critères d'informations AIC et BIC (voir tableau 3). Cette valeur de m minimise ces critères. Ainsi, il existe une seule fonction de transition et un seul seuil pour toutes les deux variables de dépenses publiques.

Tableau 2 : test de linéarité (ou d'homogénéité)

Variables			
Variable de seuil	LM Test	F Test	Pseudo LRT
Dépenses publiques (% PIB)	17.269 (0.0001)	5.004 (0.0082)	18.082 (0.0001)
Dépenses publiques d'éducation (% PIB)	4.034 (0.008)	2.6442 (0.020)	4.058 (0.008)

Source : Auteur à partir du logiciel RATS. *Note* : les valeurs entre parenthèses () sont les *p-values*.

La validité du test de linéarité indique la pertinence de l'utilisation du modèle PSTR. Pour les estimations, le programme GTVD.SRC³ exécutable sous RATS a été utilisé. Les résultats des estimations de ce modèle sont donnés dans le tableau 3.

En considérant les résultats de l'échantillon de pays en développement, il ressort que l'industrialisation ne conduit à la réduction des inégalités du revenu qu'à partir d'un seuil de minimum de 9.143% du ratio dépenses publiques sur PIB. En effet, les résultats obtenus confirment que le niveau des dépenses publiques influence la relation entre transformation structurelle et inégalité des revenus par les signes des coefficients θ_1 et θ_2 .

Le coefficient θ_1 a un signe positif mais non significatif avec les dépenses publiques totales en pourcentages du PIB et les dépenses publiques d'éducation en pourcentage du PIB. Ce qui suppose que la transformation structurelle principalement le niveau d'industrialisation n'a pas d'effet significatif sur les inégalités lorsque le ratio des dépenses publiques et le ratio des dépenses d'éducation sont respectivement inférieurs à 9.143% et 3.64%.

³ Il s'agit d'un programme d'estimation développé par Gonzalez, A., Teraesvirta, T., & Dijk, D. Van. (2005).

Tableau 3 : Estimations du PSTR entre inégalités de revenu et changement structurel (fonction de transition : dépenses publiques)

Variables de seuil	Dépenses publiques (%PIB)	Dépenses publiques d'éducation (%PIB)
θ_1 : Valeur ajoutée du secteur manufacturier en % PIB (VAM)	0.0646 (0.0493)	0.064 (0.0494)
θ_2 : VAM X $g(.)$	-0.155*** (0.0330)	-0.155*** (0.0331)
Gama (γ)	0.246**	5.000*
Seuil (C)	9.143****	3.640***
Variables de contrôle		
Inflation	0.0002 (0.0004)	0.0022 (0.0004)
Ruralisation	-0.137** (0.0579)	-0.1375** (0.0579)
Terre arable	-0.0898 (0.059)	0.0898 (0.0599)
Démocratie	0.0028 (0.0514)	0.0028 (0.0514)
Taux de croissance de la population	0.2486 (0.2277)	0.2486 (0.2277)
Ouverture commerciale	-0.0257** (0.0116)	-0.0257** (0.0116)
Education	-0.051*** (0.0191)	-0.051*** (0.0191)
Taux de croissance du PIB par tête	0.0823 (0.0569)	0.0823 (0.0569)
Crédit bancaire au secteur privé	0.0241 (0.0152)	0.0241 (0.0152)
Centered R ²	0.220	0.220
R-Bar ²	0.178	0.1783
F Fisher	0.000	0.0000
Durbin-Watson	1.31	1.316
AIC Criterion	1.1781	1.17812
Schwartz Criterion	1.3966	1.3963
Number of obs.	194	194

Source : Auteur. Note : les valeurs entre parenthèse () sont les écarts types. *, ** et *** désignent une significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

Dans ce cas, les politiques de transformation structurelle ne conduisent pas à une distribution plus égalitaire des revenus. Par contre, pour un niveau de dépenses publiques au seuil critique, l'effet de la transformation structurelle (θ_2) est négatif et significatif sur les inégalités de revenu. Ainsi, nos résultats montrent que la sensibilité des inégalités à l'industrialisation est négative pour les pays dont les dépenses publiques

sont élevées. De plus, les valeurs du paramètre de lissage sont faibles avec γ égal à 0.246 pour les dépenses publiques et 5.0 pour celles consacrées à l'éducation. Ce qui reflète la régularité de la transition.

En définitive, il apparaît que la relation entre transformation structurelle et inégalité de revenu dépend du niveau des dépenses publiques. Ainsi, nos résultats montrent que l'industrialisation réduise sans équivoque les inégalités des revenus dans les pays en développement, il faudra qu'un minimum d'investissements publics (> 9.143% du PIB) ou d'investissements publics dans l'éducation (> 3.64% du PIB) soit réalisé auparavant. Ces seuils sont en dessous des taux moyens de l'ensemble de l'échantillon d'étude avec respectivement 12.908% pour le taux d'investissement publics et 3.989% pour les investissements dans l'éducation. Les pays de l'échantillon remplissent donc en moyenne les conditions de seuil minimum pour que la transformation structurelle atténue les inégalités de revenu. Ce résultat renforce ceux déjà existants (Acemoglu & Autor, 2012; Baymul & Sen, 2018) qui trouvent également que le changement structurel lié au secteur des services diminue les inégalités de revenu dans les pays développés et émergents.

4.2. Tests de robustesse

Par ailleurs, pour tester la robustesse de nos résultats nous avons utilisé le niveau d'emploi dans l'industrie en pourcentage du nombre total d'emplois dans le pays comme une mesure alternative du niveau de transformation structurelle. Ainsi, lorsque le niveau d'emploi dans l'industrie augmente cela veut dire qu'il y a un transfèrement de la main d'œuvre agricole vers le secteur moderne.

Les tests de linéarité dans le tableau 4 confirment la robustesse des résultats obtenus par l'existence d'une relation non linéaire entre la proportion des emplois dans l'industrie et les inégalités de revenu. L'hypothèse nulle de la non-linéarité est confirmée pour nos deux variables de transition à savoir les dépenses publiques et les dépenses publiques d'éducation.

Tableau 4 : test de linéarité (robustesse)

Variables	LM Test	F Test	Pseudo LRT
Variable de seuil			
Dépenses publiques (%PIB)	11.979 (0.0025)	3.3709 (0.038)	12.363 (0.002)
Dépenses publiques d'éducation (%PIB)	4.4197 (0.0355)	3.4118 (0.0123)	4.47056 (0.034)

Source : Auteur à partir du logiciel RATS. Note : les valeurs entre parenthèses () sont les p-values.

Les résultats du tableau 5 confirment que la proportion des emplois dans l'industrie ne réduit les inégalités qu'au-delà du seuil 8.487% du PIB pour les dépenses publiques et 3.632% du PIB pour les dépenses publiques d'éducation. Ces valeurs seuils sont inférieures aux moyennes de l'échantillon qui s'élèvent à 12.908% pour les dépenses publiques et 3.989% pour celles dédiées à l'éducation.

Tableau 5 : PSTR (robustesse)

Variables de seuil	Dépenses publiques (% PIB)	Dépenses publiques d'éducation (% PIB)
θ_1 : Emploi du secteur manufacturier (EM)	0.4032** (0.1952)	
θ_2 : EM X $g(.)$	-0.8064** (0.3904)	
Gama (γ)	0.2000***	5.000***
Seuil (C)	8.487***	3.6329***
Variables de contrôle		
Inflation	0.00018 (0.00051)	0.00015 (0.00048)
Ruralisation	-0.1657*** (0.0632)	-0.1336** (0.0610)
Terre arable	-0.1355** (0.0615)	-0.0962 (0.0596)
Démocratie	-0054 (0.0553)	-0.00696 (0.0513)
Taux de croissance de la population	0.2518 (0.2371)	0.2839 (0.2273)
Ouverture commerciale	-0.023* (0.0122)	-0.0224* (0.0117)
Education	-0.0551*** (0.0204)	-0.043*** (0.0197)
Taux de croissance du PIB par tête	0.079 (0.0581)	0.0760 (0.0557)
Crédit bancaire au secteur privé	0.023 (0.016)	0.0261* (0.0151)
Centered R ²	0.1451	0.2147
R-Bar ²	0.0986	0.1720
F Fisher	0.001	0.0000
Durbin-Watson	1.2983	1.3497
AIC Criterion	1.2707	1.1858
Schwartz Criterion	1.4889	1.404
Number of obs.	[194]	[194]

Source : Auteur. **Note** : les valeurs entre parenthèse () sont les écarts types. *, ** et *** désignent une significativité à 10%, 5% et 1% respectivement.

La robustesse de nos résultats est donc confirmée c'est-à-dire que la transformation structurelle ne réduit les inégalités de revenu qu'au-delà d'un seuil du niveau de dépenses publiques.

5. Conclusion

Cet article revisite la relation entre dépenses publiques, transformation structurelle et inégalités de revenu dans les pays en développement en répondant à la question du niveau des dépenses publiques garantissant la réduction des inégalités par le changement structurel. Ainsi, l'estimation de la relation entre transformation structurelle et l'inégalité de revenu a porté sur d'un échantillon de 39 pays en développement sur la période 1990-2014. La méthodologie repose principalement sur l'estimation du modèle de transition lisse pour les données de panel. Avant l'estimation du modèle PSTR, nous avons effectué un test préliminaire. Le test de non-linéarité prouve que l'effet de la transformation structurelle sur l'inégalité de revenu est non linéaire. Cela dépend du niveau des dépenses publiques et des dépenses publiques d'éducation.

Les résultats dérivés de la spécification du modèle PSTR confirment que la relation entre transformation industrielle et inégalité de revenu repose sur les dépenses publiques et dépenses publiques d'éducation. L'effet de l'industrialisation est non-significatif pour les dépenses publiques et dépenses publiques d'éducation (respectivement <9.143% du PIB et < 3.64% du PIB) et négatif pour des dépenses publiques supérieures au seuil. Au bout du compte, il ressort que le lien entre transformation structurelle et inégalité de revenu dépende du niveau des dépenses publiques.

Les moyennes de l'échantillon qui sont de 12.908% pour les dépenses publiques et de 3.989% pour les dépenses en éducation sont plus élevées que les seuils minimums respectifs de 9.143% et 3.64%. Ce qui montre que les pays de l'échantillon sont en moyenne dans de bonnes prédispositions pour que la transformation structurelle réduise les inégalités de revenu.

Ces résultats aboutissent à des implications en termes de politiques pour les pays en développement. La transformation structurelle réduit significativement inégalités de revenu à condition que le taux des investissements publics atteigne un niveau minimum. A ce titre, il faut travailler à accélérer le changement structurel si l'on veut améliorer la redistribution de revenu dans ces pays. Aussi, ils devraient accroître leurs dépenses publiques surtout dans l'éducation pour amplifier les effets d'atténuation des inégalités de la transformation structurelle des économies.

6. Références bibliographiques

- Acemoglu, D., & Autor, D. (2012). What Does Human Capital Do ? A Review of Goldin and Katz's *The Race between Education and Technology*. *Journal of Economic Literature*, 50(2), 426–463.
- Afonso, A. Schuknecht, L. & Tanzi, V. (2008). Income distribution, déterminants and public spending efficiency. European Central Bank, Working Paper Series No. 861.

- Agénor, P., & Moreno-dodson, B. (2006). *Public Infrastructure and Growth: New Channels and Policy Implications* (World Bank Policy Research Working Paper No. 4064).
- Aizenman, J., Lee, M. and Park, D. (2012). The Relationship Between Structural Change and Inequality: A Conceptual Overview with Special Reference to Developing Asia. ADBI Working Paper Series No. 396.
- Alesina, Alberto, Roberto Perotti, and Jose Tavares. 1998. "The Political Economy of Fiscal Adjustments." *Brookings Papers on Economic Activity* Spring: 197-266.
- Bartelsman, E. J., & Doms, M. (2000). *Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata*. XXXVIII(September), *Journal of Economic Literature*, Vol 38 N° 3 pp. 569–594.
- Baymul, C., & Sen, K. (2018). *Global Development Was Kuznets right ? New evidence on the relationship between structural transformation and inequality* (No. GDI Working Paper 2018-027).
- Beck, T., & Levine, R. (2004). Stock markets, banks, and growth : Panel evidence. *Journal of Banking & Finance*, 28(3), 423–442. doi:10.1016/s0378-4266(02)00408-9
- Boakye, D., Dessus, S., Foday, Y., & Oppong, F. (2012). *Investing Mineral Wealth in Development Assets* (World Bank Policy Research Working Paper No. WPS6089).
- Brandt, P. T., Mason, T. D., Gurses, M., Petrovsky, N., & Radin, D. (2008). When and how the fighting stops: Explaining the duration and outcome of civil wars. *Defence and Peace Economics*, 19(6), 415–434. <https://doi.org/10.1080/10242690701823267>.
- Calderón, C., & Servén, L. (2004). *The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution* (World Bank Policy Research Working Paper No. WPS3400).
- CEA (Commission économique pour l'Afrique). (2018) Transformation structurelle, emploi, production et société. Profil STEPS Maroc. Section des publications, Addis-Abeba, www.uneca.org/publication.
- Chenery, H. (1979). *Structural Change and Development policy* (O. U. Press, ed.). World Bank.
- Chenery H. B, Robinson S., Syrquin M. (1986). Industrialisation et développement : Modèles, expériences, perspectives. *Revue Tiers Monde* Vol. 29, No. 115, Juillet-Septembre 1988
- Colletaz, G., & Hurlin, C. (2006). *Threshold Effects of the Public Capital Productivity: An International Panel Smooth Transition Approach* (Working Papers halshs-00008056, HAL).
- Davies, R. B. (1987) : "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, 74, 33–43.
- Demery, L., & Addison, T. (1987). Stabilization policy and income distribution in developing countries. *World Development*, 15(12), 1483–1498. [https://doi.org/10.1016/0305-750X\(87\)90232-4](https://doi.org/10.1016/0305-750X(87)90232-4)
- Dinkelmann, T. (2011). The Effects of Rural Electrification on Employment : New Evidence from South Africa. *The American Economic Review*, 101(7), 3078–3108.

- Dollar, D., & Kraay, A. (2002). Growth Is Good for the Poor. *Journal of Economic Growth*, 7(3), 195–225.
- Fagerberg, J. (2000). Technological progress, structural change and productivity growth: a comparative study. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(2000), 393–411.
- Fisher, A. G. B. (1939). Production, Primary, Secondary And Tertiary. *Economic Record*, 15(1), 379–389.
- Gonzalez, A., Teraesvirta, T., & Dijk, D. Van. (2005). Panel Smooth Transition Regression Models. In *SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 604*.
- Grabowski, R. (2013). Journal of Asian Economics Agricultural distortions and structural change. *Journal of Asian Economics*, 24, 17–25. <https://doi.org/10.1016/j.asieco.2012.10.002>
- Hamid R. Davoodi, Erwin R. Tiongson, and Sawitree S. Asawanuchit, (2003). How Useful Are Benefit Incidence Analyses of Public Education and Health Spending? IMF Working Paper No. WP/03/227.
- Hansen, B. E. (1999). Testing For Linearity. *Journal of Economic Surveys*, 13(5), 551–576. doi :10.1111/1467-6419.00098.
- Hansen, B. E. (2000). Sample Splitting and Threshold Estimation. *Econometrica*, 68(3), 575–604.
- J. Zhuang, R. Kanbur et C. Rhee (2014), « Rising Inequality in Asia and Policy Implications », Tokyo: Asian Développement Bank Institute, p. 10, <http://www.adbi.org/files/2014.02.21.wp463.rising.inequality.asia.policy.implications.pdf>.
- Ke-young Chu, Hamid R. Davoodi, Sanjeev Gupta, (2000) Income Distribution and Tax, and Government Social Spending Policies in Developing Countries IMF Working Paper No. WP/00/62.
- Kuznets, S. (1969). Modem Economie Growth . *Revue Économique*, 20(1). p 173.
- Kuznets, S. (1955). Economic Growth and Income Inequality, *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Lanjouw, J. (2001). The rural non-farm sector: issues and evidence from developing countries. *Agricultural Economics*, 26(1), 1–23. [https://doi.org/10.1016/s0169-5150\(00\)00104-3](https://doi.org/10.1016/s0169-5150(00)00104-3).
- Lewis, W. A. (1954). Economic Development with Unlimited Supplies of Labour. *The Manchester School*, 22(2), 139–191.
- Martínez-Vázquez, J., Vulovic, V., & Moreno-Dodson, B. (2012). The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries. *Hacienda Publica Espanola/ Review of Public Economics*, 200(1), 95–130.
- Matsuyama, K. (2008). A one-sector neoclassical growth model with endogenous retirement. *The Japanese Economic Review*, 59(2), 139–155. Doi :10.1111/j.1468-5876.2008.00421.x
- Milanovic, B. (1994). The Gini-Type Functions: an Alternative Derivation. *Bulletin of Economic Research*, 46(1), 81–90. <https://doi.org/10.1111/j.1467-8586.1994.tb00580.x>

- Mukaramah H., Zakariah A.R., Azali M. (2011), Public expenditure and income inequality in Malaysia, Proceedings of the World Business Economics and Finance Conference, World Business Institute Australia.
- Nelson, R. R., & Pack, H. (1999). The Asian Miracle And Modern Growth Theory. *The Economic Journal*, 109, 416–436.
- Ngai, L. R., & Pissarides, C. A. (2007). European Economic Association Can Traditional Theories of Structural Change Fit the Data? *Journal of the European Economic Association*, 97(1), 429–442.
- Panagariya, A. (2011). India : A Global Economic Power ? Revisiting The Past And Contemplating The Future. *Journal of International Affairs*, 64(2), 197–212.
- Relwendé Sawadogo (2018). Insurance développement and international trade in developing countries, *The International Trade Journal*, DOI : 10.1080/08853908.2018.1503574.
- Rodrik, D. (2003). *Growth Strategies* (NBER Working Paper No.10050). <http://www.nber.org/papers/w10050>.
- Rostow, W. W. (1960). The Five Stages of Growth-. In Cambridge: Cambridge University Press (Ed.), *The Stages of Economic Growth: A Non-Communist Manifesto*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Roy, R. P. and Sinha Roy, S. (2017). Does Inequality Dampen Economic Growth? A Cross-Country Analysis. In: Roy, C. *International Trade and Inclusive Development: Emerging Issues and Enlarging Debates*. New Delhi: New Academic Publishers, 48–58.
- Sarma, V., S. Paul, and G. Wan. 2017. Structural Transformation, Growth, and Inequality: Evidence from Viet Nam. ADBI Working Paper 681. Tokyo: Asian Development Bank Institute. Available: <https://www.adb.org/publications/structural-transformation-growth-andinequality-evidence-viet-nam>.
- Schultz, T. P. (2005). *Productive Benefits of Health: Evidence from Low- Income Countries* (No. Center Discussion Paper, No. 903,).
- Singh, N. (2011). Wheat Chemistry and Technology. *International Journal of Food Science & Technology*, 46(4), 896–896. <https://doi.org/10.1111/j.1365-2621.2010.02539.x>
- Sung, H.-E. et Chu, D. (2003), Does Participation in the Global Economy Reduce Political Corruption ? An Empirical Inquiry, *International Journal of Comparative Criminology*, 3(2), 94–118.
- Timmer, M. P., & Szirmai, A. (2000). Productivity growth in Asian manufacturing: The structural bonus hypothesis examined. *Structural Change and Economic Dynamics*, 11(4), 371–392. [https://doi.org/10.1016/S0954-349X\(00\)00023-0](https://doi.org/10.1016/S0954-349X(00)00023-0)
- Zhang, X., & Fan, S. (2004). Public investment and regional inequality in rural China. *Agricultural Economics*, 30(2004), 89–100.
- Zheng, J., Bigsten, A., & Hu, A. (2009). Can China's Growth be Sustained? A Productivity Perspective. *World Development*, 37(4), 874–888.

7. Annexes

Annexe 1 : Liste des pays de l'échantillon

N	Pays	Région	N	Pays	Région
1	Bangladesh	Asie du sud	21	Malawi	Afrique subsaharienne
2	Bolivie	Amérique latine et Caraïbes	22	Malaysia	Asie de l'Est et Pacifique
3	Burkina Faso	Afrique subsaharienne	23	Iles Maurice	Afrique subsaharienne
4	Cameroun	Afrique subsaharienne	24	Mexico	Amérique latine et Caraïbes
5	Tchad	Afrique subsaharienne	25	Namibie	Afrique subsaharienne
6	Colombie	Amérique latine et Caraïbes	26	Népal	Asie du sud
7	Costa Rica	Amérique latine et Caraïbes	27	Nicaragua	Amérique latine et Caraïbes
8	Cote d'Ivoire	Afrique subsaharienne	28	Niger	Afrique subsaharienne
9	Equateur	Amérique latine et Caraïbes	29	Pakistan	Asie du sud
10	Egypte	Afrique du nord	30	Paraguay	Amérique latine et Caraïbes
11	Gambie	Afrique subsaharienne	31	Pérou	Amérique latine et Caraïbes
12	Ghana	Afrique subsaharienne	32	Rwanda	Afrique subsaharienne
13	Guatemala	Amérique latine et Caraïbes	33	Sénégal	Afrique subsaharienne
14	Inde	Asie du sud	34	Afrique du sud	Afrique subsaharienne
15	Indonésie	Asie de l'Est et Pacifique	35	Swaziland	Afrique subsaharienne
16	Iran	Moyen Orient	36	Thaïlande	Asie de l'Est et Pacifique
17	Kazakhstan	Europe et Asie centrale	37	Togo	Afrique subsaharienne
18	Kenya	Afrique subsaharienne	38	Tunisie	Afrique du nord
19	République de Kirghizistan	Europe et Asie centrale	39	Turquie	Europe et Asie centrale

N	Pays	Région	N	Pays	Région
20	République démocratique populaire de Lao	Asie de l'Est et Pacifique			

Source : Auteur à partir des données

Annexe 2 : Sources des données.

Variables	Définitions	Sources
Gini	Coefficient permettant de mesurer le niveau d'inégalité de la répartition du revenu ou des dépenses de consommation des ménages. L'indice de Gini varie de 0 à 1, où 0 signifie l'égalité parfaite et 1 une inégalité parfaite.	SWIID
Valeur ajoutée du secteur manufacturier (% PIB)	Valeur ajoutée du secteur manufacturier en pourcentage du PIB	WDI
Emploi dans l'industrie	Emploi dans l'industrie en pourcentage du nombre total d'emplois dans le pays	WDI
Dépenses publiques (% PIB)	Part de la consommation gouvernementale dans le PIB converti en PPA par habitant aux prix constants de 2005	WDI
Dépenses publiques d'éducation (% PIB)	Dépenses publiques consacrées à l'éducation exprimée en pourcentage du PIB.	WDI
Inflation	Inflation, prix à la consommation (% annuel)	WDI
Ruralisation	Population rural (% de la population totale)	WDI
Terre arable	Terres arables (% du territoire)	WDI
Démocratie (Polity2)	L'indice polity2 mesure le niveau de démocratie sur une échelle de 0 à 10, où 10 représente la démocratie complète et 0 représente l'absence totale de démocratie.	Polity IV dataset
Taux de croissance de la population	Croissance de la population (% annuel)	WDI
Ouverture commerciale	Somme des importations et des exportations, rapportée au PIB (%)	WDI
Education	Taux de scolarisation au secondaire (% annuel)	WDI
Taux de croissance du PIB par tête (PIB/Hbt)	Croissance du PIB par habitant (% annuel)	WDI
Crédit bancaire au secteur privé (% PIB)	Crédit intérieur fourni au secteur privé en pourcentage du PIB	WDI

Source : Auteur.