

MPRA

Munich Personal RePEc Archive

Human capital, manufacturing productivity and economic growth in WAEMU countries

Fousséni NAPO

University of Lomé (TOGO)

10 July 2018

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/89450/>

MPRA Paper No. 89450, posted 3 December 2018 23:32 UTC

Capital humain, productivité manufacturière et croissance économique dans les pays de l'UEMOA

NAPO Fousséni*

Résumé

L'objectif de ce travail est d'analyser la relation entre le capital humain et la productivité des industries manufacturières, en étudiant leur lien direct sur la croissance économique. À partir des données annuelles des pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), prises entre 2000 et 2016, nous appliquons la méthode du Pooled Mean Group pour nos estimations. Les résultats montrent que la productivité des industries manufacturières n'est pas susceptible de soutenir la croissance économique durable à travers le capital humain. À ce titre, l'amélioration à la hausse des taux d'inscription tertiaire et secondaire et la qualité de la formation auront un impact positif sur la production manufacturière et la croissance économique. Les dépenses publiques d'éducation étant faibles, exercent un effet pervers sur la productivité manufacturière. Mais l'augmentation de ces dépenses publiques d'éducation atténuerait cet effet pervers.

Mots clés : développement industrielle, capital humain, dépenses publiques et éducation, Afrique.

Classification JEL: H52, 055, J24, O14

Human capital, manufacturing productivity and economic growth in WAEMU countries

Abstract

The objective of this work is to analyze the relationship between human capital and productivity in manufacturing industries, by studying their direct link to economic growth. Based on annual data from the countries of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU), taken between 2000 and 2016, we apply the Pooled Mean Group method for our estimates. The results show that productivity in manufacturing industries is unlikely to support sustainable economic growth through human capital. In this respect, the increase in tertiary and secondary enrolment rates and the quality of training will have a positive impact on manufacturing production and economic growth. Since public spending on education is low, it has a perverse effect on manufacturing productivity. But increasing public spending on education would mitigate this perverse effect.

Keywords: Industrial development, human capital, public expenditure and education, Africa.

Classification JEL: H52, 055, J24, O14.

* Docteur en sciences économiques Enseignant-Chercheur associé au Centre de recherches et de formation en sciences économiques et de gestion (CERFEG)/Université de Lomé. Mail : fousseni.napo@gmail.com Tel: (00228) 90 36 64 54 / 98 86 03 57.

1. Introduction

La réflexion sur les déterminants de la croissance économique régulière et durable a toujours été au cœur des grands débats économiques. A ce titre, les économistes et les acteurs du développement s'interrogent sur le lien entre les déterminants tels que le capital physique, le capital humain et la croissance économique. Aujourd'hui, il est démontré, grâce aux études que le capital humain influence positivement la productivité et la croissance économique. A ce propos, il importe d'ailleurs de signaler que les économistes ont toujours insisté sur les effets positifs du capital humain. Cette importance du rôle du capital humain a amené les Etats à investir de plus en plus dans l'éducation, c'est-à-dire dans l'acquisition des connaissances et des compétences, car ils ont peut-être compris qu'il est actuellement impossible de parler de croissance économique sans avoir recours à l'éducation (Sow, 2013). Au niveau macroéconomique cette relation causale de l'effet positif entre l'éducation et la croissance économique a été également démontrée par Altinok et Aydemir (2017). L'éducation est alors perçue comme le pivot de la formation du capital humain, ce qui la met au cœur des analyses du capital humain. En effet, le capital humain peut être défini comme l'ensemble des connaissances théoriques et pratiques et des valeurs acquises par la main-d'œuvre (Diarra, 2008). Il peut également avoir un effet positif sur la croissance économique via la production industrielle. Le capital humain constitue donc un signal fort pour les entreprises qui embauchent et de ce fait, il est considéré comme un facteur de qualité qui élève la productivité des travailleurs et contribue de cette manière à augmenter la production industrielle. D'autres auteurs comme Romer (1986), Lucas (1988), Mankiw, Romer et Weil, (1992), évoquent des effets des externalités positives technologiques résultant d'une accumulation du capital physique mais montre l'importance du capital humain dans la production nationale. Cette relation positive du capital humain sur la croissance économique a été remise en cause par les travaux empiriques de Pritchett (2001). L'auteur en utilisant les données collectées par Barro et Lee (1993), de Nehru et al, (1995) et de Psacharopoulos (1993) abouti à une absence de relation entre le capital humain et la croissance économique voire à une relation négative. Cette relation a été confirmée par les travaux de Bourdon (1999) et Teal (2010). Partant de ce constat, les économistes de l'éducation vont orienter leur axe de recherche sur l'importance de la prise en compte de la qualité des systèmes éducatifs dans leurs analyses. Des indicateurs de qualité de l'éducation, vont contribuer à retrouver le rôle positif du capital humain. Pourtant, si le capital humain est aujourd'hui un puissant indicateur avancé pour le développement économique, il n'y a pas consensus sur le rôle qu'il a joué lors de la révolution industrielle. A partir de ces développements, nous remarquons que les analyses empiriques existantes ne s'accordent pas sur le fait que le capital humain a un effet positif sur la croissance économique. Cette ambiguïté nous

a amené à participer au débat en testant l'effet du capital humain sur la productivité des industries manufacturière et croissance économique dans les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA).

Par ailleurs, au cours de ses dernières décennies, les pays africains ont éprouvé de nombreuses difficultés pour développer et maintenir des capacités de production de leurs unités industrielles. Ainsi, la majorité de ces pays africains ont vu la part de la productivité manufacturière dans la formation du PIB se replier. Sur une période de trois décennies on observe que la valeur ajoutée manufacturière a culminé à 19 % du PIB en Afrique du Nord et à 14% en Afrique subsaharienne, mais tout en diminuant lentement et continuellement dans les deux régions depuis 2003 (BAfD, 2017). En 2010 les statistiques montrent que si l'on exclut les pays de l'Afrique du Nord et l'Afrique du Sud, le reste des pays de l'Afrique subsaharienne enregistre une valeur ajoutée manufacturière par habitant inférieure à 100 dollars. En outre, le taux de croissance moyen de la productivité manufacturière est passé de 7,3 % en 2000-2008 à 3,5 % en 2009-2014. Ce qui montre que les pays de l'Afrique subsaharienne ne parviennent pas à maintenir la dynamique de croissance du secteur. Ce recul de la part de la valeur ajoutée manufacturière dans le PIB pour les économies africaines, a été qualifié par Rodrik (2015) de « désindustrialisation prématurée ». Néanmoins au cours de l'année dernière cette part de l'activité manufacturière dans le PIB s'est légèrement redressée, pour atteindre autour de 11%. Malgré ces efforts, la part de ce secteur dans les exportations mondiales de produits manufacturés est toujours inférieure à 1 %. Or, l'industrie manufacturière reste le principal secteur sur lequel doit s'appuyer des politiques d'industrialisation africaine. A cet effet, le capital humain qui constitue jusqu'alors l'une des obstacles majeur pour ce secteur, doit être intégré dans les politiques d'industrialisation africaine. Puisqu'il est placé au cœur de toutes les stratégies de développement des pays ou groupes de pays. Ainsi, toute stratégie de développement doit se fonder sur le capital humain disponible et sur les perspectives de renforcement de ce dernier. Dans cette optique Mokyr (2013) affirme que la croissance économique dépend de la diffusion et de l'absorption des nouvelles techniques, mais celles-ci exigent des compétences, non seulement pour les créer, mais aussi pour les utiliser. L'innovation et la diffusion des techniques dépendraient donc étroitement du capital humain et notamment de l'éducation scolaire. De ce fait les analyses sur le capital humain doivent être orientées dans ce sens afin de bien identifier sa contribution dans la production industrielle. Fort de ce constat, l'on peut donc s'interroger sur comment la productivité manufacturière à travers le capital humain et l'innovation technologique affecte la croissance économique dans les pays de l'UEMOA ? Autrement dit, quel est l'effet du capital humain sur la croissance économique via productivité manufacturière ? En effet, comme, il est démontré que le développement de la production

manufacturière constitue une source importante dans le calcul de la richesse nationale, il peut alors affecter la croissance économique d'un pays à travers le canal de l'amélioration et de réorganisation du capital humain. Il s'agit alors du niveau de qualification de la population en âge de travailler et l'acquisition de la technologie nouvelle. Car un pays peut miser sur le capital humain pour obtenir une croissance soutenue du PIB à long terme. Selon, Lucas (1988, 1990), le capital humain constitue un élément fondamental dans la croissance à long terme, en accroissant la productivité de la main d'œuvre ou en améliorant la technologie.

Ce papier a pour objet d'analyser l'effet de la productivité des industries manufacturières sur la croissance économique et de montrer l'importance du rôle du capital humain dans la stratégie de production manufacturière. Nous posons comme hypothèses : Premièrement, (H_1) la part de l'industrie manufacturière affecte positivement la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. Deuxièmement, (H_2) les taux d'inscription tertiaire, secondaire et la gouvernance en matière des dépenses publiques d'éducation n'affectent pas positivement la valeur ajoutée de l'industrie manufacturière et la croissance économique.

La contribution de ce travail est triple : d'abord, il enrichit la littérature économique sur la thématique relative à la transformation structurelle en particulier la production des industries manufacturières. Ensuite, il contribue à identifier les facteurs permettant à l'industrie manufacturière d'impacter positivement la croissance économique. La plupart des études analysant les conséquences microéconomiques et macroéconomiques n'abordent pas souvent la question en termes du rôle du capital humain et de gouvernance en matière de dépenses publiques d'éducation dans les stratégies de production manufacturière. Par ailleurs, le capital humain joue un rôle essentiel dans l'efficacité des stratégies de développement industriel en illustrant la stratégie d'expansion de l'éducation et en réorientant le système éducatif en fonction des priorités socioéconomiques et des contraintes liées à l'environnement naturel. A cet effet, les résultats des analyses du présent travail montrent que le développement de la production du secteur manufacturier affecterait positivement la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. L'étude privilégie également la stratégie d'industrialisation basée sur la qualité du système éducatif et la qualité de gouvernance en matière des dépenses publiques comme facteurs de la productivité manufacturière. Le reste du travail est organisée comme suit : la section 2 (suivante) expose les liens des facteurs potentiels sur lesquels le développement de l'industrie manufacturière se base pour impacter positivement la croissance économique et ses faits stylisés. La section 3 décrit l'approche théorique et méthodologique de l'analyse empirique. La section 4 décrit l'échantillon, la période d'étude, les variables et leurs sources. La section 5 présente les

résultats de l'analyse économétrique et interprétations. Enfin, la section 6 se réfère à la conclusion et les implications économiques.

2. Effets interactifs: capital humain-productivité manufacturière-croissance

Dans cette partie, nous exposerons d'une part les arguments qui soutiennent que le capital humain et la qualité de gouvernance des dépenses publiques pourraient stimuler la productivité manufacturière et d'autre part les arguments qui montrent que la productivité manufacturière stimulerait la croissance économique. Et enfin, se conclut par les faits stylisés.

2.1. Lien entre capital humain et productivité manufacturière

Sur le plan théorique, cette démarche s'appuie sur les travaux de Lucas (1988) qui soulignent l'importance du capital humain pour accroître la productivité du travail ou de la main d'œuvre. En termes de définition, le capital humain peut être défini comme l'ensemble des connaissances théorique et pratique et des valeurs acquises par la main-d'œuvre. L'apprentissage des individus est alors considéré comme un processus d'investissement consistant à accroître la productivité de la main-d'œuvre en se formant davantage. L'utilisation du terme de capital humain s'explique également par le fait qu'il s'agit d'une forme de capital incorporé aux individus (Diarra, 2008). En ce qui concerne plus spécifiquement le rôle du capital humain dans le développement des industries manufacturières, plusieurs travaux ont examiné les moteurs de la croissance industrielle à la fin des années quatre-vingt et au début des années quatre-vingt-dix (Démurger, 1996a; Mody et Wang 1997; Wei 1994 et 1996). Ils ont mis en évidence la contribution positive et significative du capital humain à la croissance industrielle. En effet, le capital humain à travers la main d'œuvre qualifié et adaptée à la technologie permet les industries manufacturières de grimper la chaîne de valeurs des produits de hautes qualités et d'accroître leur productivité et par conséquent l'économie nationale. Romer (1990) de son côté, insiste plutôt sur la technologie et l'innovation comme déterminants de la croissance à long terme. Cette théorie repose sur l'idée selon laquelle un pays doit réunir une masse critique de personnes qualifiées, notamment les chercheurs et les ingénieurs, avant que son économie ne décolle. Car l'utilisation des machines et des équipements acquis requiert une main-d'œuvre qualifiée et c'est ce dont a besoin l'industrie manufacturier. Jamal et Saïd (2007) l'existence d'aptitudes technologiques et le stock minimal de capital humain conditionne l'assimilation du savoir-faire développé ailleurs. Ainsi, sans une politique d'amélioration de la qualification de la main-d'œuvre, les pays asiatiques n'auraient pas été en mesure de bénéficier des transferts de technologies des entreprises multinationales. Le capital humain joue alors un rôle catalyseur dans les retombées que peuvent exercer les investissements étrangers sur la productivité des firmes domestiques (Blomström et Kokko, (2003), Caves (1974)). En effet, l'augmentation du niveau de qualification, améliore la productivité de la main-

d'œuvre (Lucas, 1988) et par conséquent la productivité manufacturière. Il constitue donc un élément fondamental dans tous les pays quel que soit leur niveau de développement économique. Par ailleurs, pour les pays à retard technologique, l'accumulation de capital humain et le développement des activités d'apprentissage (R & D et autres) sont indispensables pour qu'ils puissent bénéficier au mieux des retombées positives des firmes multinationales étrangères. Au-delà du capital humain, le facteur qui s'associe à la mise place d'une industrialisation manufacturière durable est la qualité de la gouvernance en matière de dépenses publiques d'éducative.

2.2. Lien entre productivité manufacturière et croissance économique

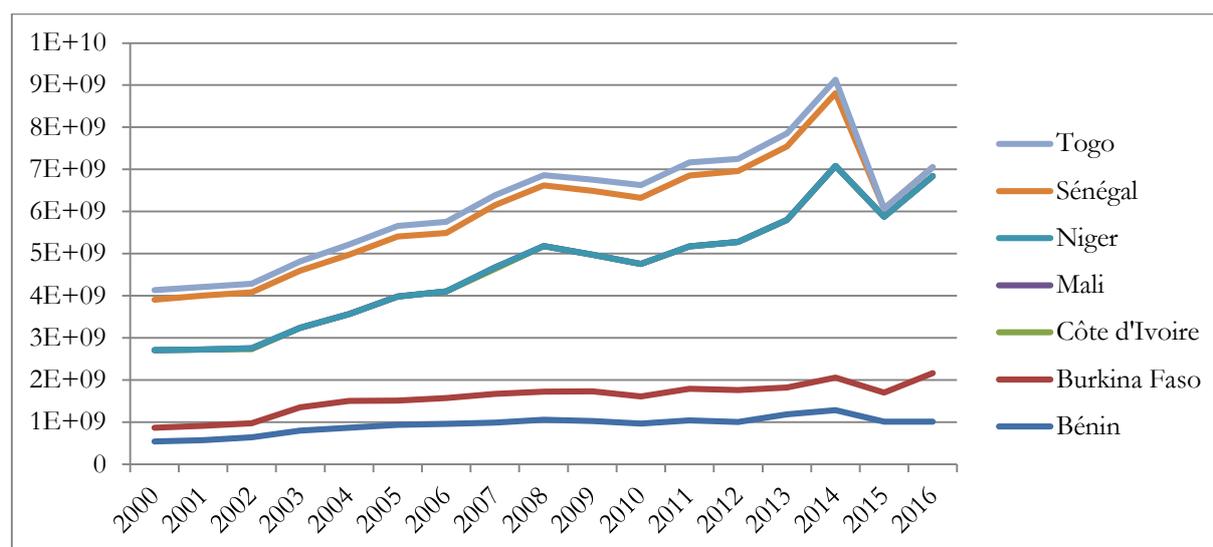
Les arguments portant sur l'effet de valeur ajoutée de la branche de l'industrie manufacturière, montrent que l'industrialisation peut modifier la structure économique des activités économiques modernes et peut être considérée comme une source d'externalités positives pour les autres secteurs. Elle entraînerait l'augmentation potentielle de l'économie et par conséquent faciliter le développement économique. L'industrialisation manufacturière peut être appréciée comme un outil essentiel dans création des postes de travail, de réduction de la pauvreté. De plus, elle peut stimuler le progrès technologique et l'innovation qui peuvent être considérés comme des gains de productivité pour les Etats. Selon ce raisonnement, l'industrie manufacturière est le principal moteur de croissance de la productivité, par les améliorations qu'elle introduit dans la division du travail, l'évolution des technologies et les économies d'échelle (Ocampo 2005). Son dynamisme exerce également une influence déterminante sur le reste de l'économie : son développement stimule par exemple une demande accrue de produits de base (de l'agriculture, de la foresterie, de la pêche et de l'exploitation minière) et de services de meilleure qualité (dans la banque, l'assurance, les communications, le commerce international et les transports). L'industrie manufacturière génère aussi des externalités dans le développement technologique, la création et l'acquisition de compétences, qui sont essentiels pour la compétitivité. Ces enseignements donnent un éclairage forcément partiel de la transformation structurelle centré sur des industries manufacturières qui engendrent des gains de productivité et accroissement des richesses.

2.3. Faits stylisés : état de lieux de l'industrie manufacturière africaine

Au regard du développement de la production industrielle ouest africaine particulièrement des pays de l'UEMOA, nous pouvons observer trois phases majeures sur la période de 2000 à 2016, l'évolution de la valeur ajoutée manufacturière. En termes de volume, la valeur ajoutée manufacturière de la majorité de ces pays a subi une légère hausse sur la période de 2000 à 2014 et atteint à son point culminant en moyenne de 1 384 714 286 de dollars US au début de 2014. Cette performance productive manufacturière a été une courte durée pour ces pays dans la

mesure où, déjà mi 2014 cette valeur a chuté pour atteindre son niveau bas en 2015 à une valeur de 988 142 857 de dollars US. Cette diminution de la valeur ajoutée manufacturière est plus prononcée au Sénégal, au Togo et au Mali. Ceci pourra être expliqué d'une part, par l'environnement économique international défavorable au secteur et d'autre part, les crises socioéconomiques et politiques dans ces pays. Il faut noter que ce secteur a subi de plein fouet du recul des investisseurs internationaux susceptible d'investir dans la manufacture. Ces crises sociopolitiques ont également eu des effets néfastes sur les formations éducatives dans cette région à travers des grèves des enseignants à façon répétitives depuis des années 90. Cependant, sur la période fin 2015 à 2016, on note une reprise de la valeur ajoutée manufacturière pour l'ensemble de ces pays dont la valeur s'est établie en moyenne à 1 120 142 857 de dollars US fin 2016. Cette reprise serait fortement liée à l'importance que les Etats ont accordée au secteur privé au cours de ces dernières années. En suivant le processus de production du Bénin, le graphique nous montre que la production manufacturière est restée stable depuis 2015 (cf. graphique 1).

Graphique 1 : Evolution de la valeur ajoutée du secteur manufacturier par pays

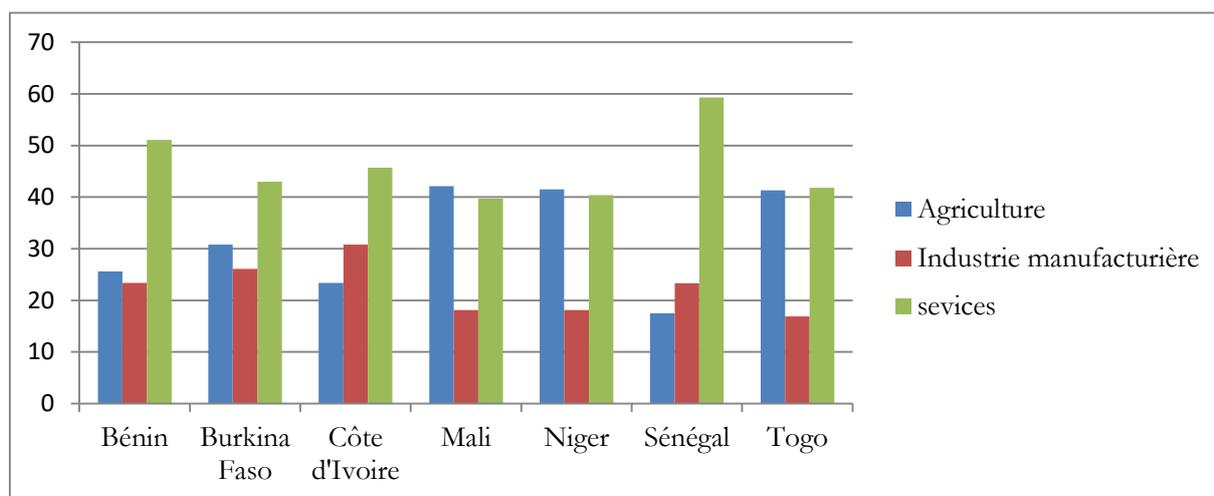


Source : Elaboré par auteur à partir des données de la Banque Mondiale

Globalement, le tissu industriel des pays de l'UEMOA est très faible et participe très peu à la formation du PIB. Ainsi, la contribution du secteur industriel à la formation du PIB dans l'UEMOA varie entre 12 % et 27 %; prise à part, l'industrie manufacturière contribue pour 7 à 26 %. En effet, l'analyse de la décomposition sectorielle du PIB sur la période de 1995 à 2012, montre que la part du secteur manufacturier est de 9.0 % et reste faible comparativement aux secteurs des services et de l'agriculture qui s'établissent respectivement de 45.4 % et 32.3 %. La contribution du secteur minier est similaire à celle du secteur manufacturier d'une valeur de 6.6%. Toutefois, comparés aux autres secteurs le poids des secteurs manufacturier et minier impactent faiblement la formation du PIB et sont antipodes à la thèse selon laquelle l'exploitation des

ressources naturelles et la production manufacturière comme fondement de la croissance économique dans l'union. Ces statistiques montrent que la croissance économique des pays de l'UEMOA est essentiellement tirée par les secteurs de services et de l'agriculture (Cf. graphique 2). Ceci illustre les difficultés de croissance qu'éprouvent les pays de l'UEMOA. Sur la période de 2000 à 2010 les pays de l'UEMOA ont réalisé un taux de croissance annuelle du PIB réel de 5.9 %. Si nous considérons seulement les cinq dernières années 2012 à 2017, les pays de l'UEMOA s'illustrent avec une croissance moyenne annuelle stable sur cette période avec un taux de croissance économique de 6.8 %.

Graphique 2 : Poids des secteurs dans le PIB en pourcentage en 2016



Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la Banque Mondiale

Par ailleurs, ce tissu industriel est très peu diversifié, et les pays possèdent souvent les mêmes unités dans les mêmes filières. Deux secteurs, l'agroalimentaire et le textile, représentent les 2/3 de la valeur ajoutée manufacturière. Evoluant dans un contexte mondial en pleine mutations, l'industrie manufacturière de l'UEMOA est confrontée à des contraintes multiples qui entravent son développement. A titre illustratif au Togo, l'industrie manufacturière n'a contribué à la croissance du PIB qu'à hauteur de 0.2 point en 2016, inférieur à son niveau de 2015 de 0.7 point. Le rapport de la Conférence économique africaine (CEA) en 2016, évoque que la faiblesse du secteur manufacturier, évaluée à moins de 10 % du PIB sous régional, se traduit par une génération limitée de valeur ajoutée et d'emplois productifs. Ce dernier se caractérise par un manque de capital humain adéquat. Ainsi, l'on constate que la base éducative ne serait pas solide pour soutenir le capital humain à la production manufacturière.

Selon le rapport de l'UNESCO (2017), les niveaux de scolarisation qui constituent gage du capital humain pour une industrialisation manufacturière efficace en Afrique subsaharienne demeurent faibles, soit 33 % des jeunes sont scolarisés au niveau secondaire. Lorsqu'on s'intéresse au groupe

des pays francophones d'Afrique subsaharienne, il est affligeant de constater qu'ils font presque tous partie du quintile des pays ayant les plus faibles niveaux d'éducation et de revenu par habitant. Concernant les pays de l'UEMOA, les taux de scolarisation sont faible comparativement à la moyenne africaine. Pour ce groupe de pays exclu la Guinée-Bissau, il est estimé globalement 49.69% des jeunes scolarisés du primaire au supérieur (UNESCO, 2017). Lorsqu'on prend isolement les pays on observe des disparités entre eux. Au Togo, plus de 121.90 % des enfants sont scolarisés au primaire en 2015 alors que seulement 72.50 % le sont au Niger, 87 % au Burkina Faso et 75.79 % au Mali. Les proportions d'élèves scolarisés au secondaire sont de l'ordre de 60.15 % au Togo ; 56.81 % au Bénin ; 43.87 % en Côte d'Ivoire et 42.98 % en Guinée-Bissau. Les pays les plus en retard en matière de scolarisation secondaire sont le Niger (20.75 %) et le Burkina Faso (33.67 %), tous deux pays sahéliens. Lorsqu'on analyse les scolarisations dans l'enseignement supérieur, mesurées par le taux d'inscription aux études tertiaires (en pourcentage de la population totale), on constate que deux pays sahéliens sont encore les moins performants avec à peine 2.07 % de taux d'inscription aux tertiaire (des étudiants) pour le Niger, 5.95 % pour le Burkina-Faso alors que le Bénin affiche près de 18.14 % des étudiants pour cent mille habitants, suivie par le Togo avec un ratio de 10.63% étudiants pour cent mille habitants et le Sénégal avec un taux d'inscription au tertiaire de 10.39% en 2015. Ces pourcentages d'étudiants par habitant, conduisent à un taux moyen de scolarisation dans le supérieur de 10.63 % pour toute l'UEMOA exclu la Guinée-Bissau en 2015.

3. Approche méthodologique

3.1. Cadre théorique

Pour aboutir à l'estimation de notre équation qui incorpore la valeur ajoutée manufacturière, nous nous inspirons du modèle de croissance de Solow (1956) développé par Mankiw et al. (1992), pour spécifier une fonction de production du type Cobb-Douglas, comme suit.

$$Y_{it} = A_t (K_{it})^\alpha (H_{it})^\delta (X_{it})^{1-\alpha-\delta} e^{(\varepsilon_{it})} \quad \text{avec } 0 < \alpha < 1 \text{ et } 0 < \delta < 1 \quad [1.1]$$

Y_{it} indique le Produit Intérieur Brut (PIB), K_{it} indique capital physique capter par la formation brute de capital fixe, H_{it} représente le niveau du capital humain dans l'économie (que l'on peut exprimer comme la main d'œuvre, capter par les taux d'inscriptions aux secondaire, tertiaire et les dépenses publiques en éducation, qui constituent la variable d'intérêt), X_{it} est le vecteur de la seconde variable d'intérêt capter par la valeur ajoutée manufacturière, A_t représente le progrès technologique, e (le nombre de Neper) est la base du logarithme népérien et ε_{it} représente tous les autres déterminants non mesurables. α , et δ sont les paramètres à déterminer. Afin de

linéariser l'équation précédente nous appliquons le logarithme. L'application de ce logarithme a permis donc de réécrire l'équation [1.1] comme suit :

$$\ln(Y_{it}) = \ln(A_i) + \alpha \ln(K_{it}) + \delta \ln(H_{it}) + (1 - \alpha - \delta) \ln(X_{it}) + \varepsilon_{it} \quad [1.2]$$

3.2. Spécification du modèle

En considérant le cadre théorique développé ci-dessus, l'analyse de l'effet direct du capital humain sur la croissance économique est estimée à partir de l'équation [1.3]. Cependant le logarithme népérien sera appliqué pour les variables : PIB réel, valeur ajoutée manufacturière et formation brut de capital fixe qui sont toutes en valeur constante ; par la suite s'écrira : **lpib**, **lvam** et **lfbcf**. L'application du logarithme nous permet de linéariser ses variables et de réduire les écarts de volume qui existent par rapport à la variable capital humain, exprimée en pourcentage. Cela nous permettra également d'avoir les élasticités et des semi élasticités.

$$lpib_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^P Hum_{it} + \gamma_i lfbcf_{it} + \varepsilon_{it} \quad [1.3]$$

Où $lpib_{it}$, et $lfbcf_{it}$ correspondent respectivement aux logarithmes des variables du PIB réel et la formation brut de capital fixe, Hum_{it} représente la variable du capital humain (le taux de scolarité tertiaire (kh3), le taux de scolarité secondaire (kh2) exprimer en % de la population et les dépenses publiques de l'éducation (depkh) exprimé en % du PIB). Cette équation [1.3] permet de capter l'effet direct du capital humain sur la croissance économique sous ses différentes dimensions en terme de scénarios, prenant en compte séparément les indicateurs notamment : le taux de scolarité secondaire **kh2 (scénario 1)**; le taux de scolarité tertiaire **kh3 (scénario 2)**; et les dépenses publiques de l'éducation **depkh (scénario 3)**.

L'effet marginal du capital humain est donné par :

$$\frac{\partial(lpib_{it})}{\partial Hum_{it}} = \alpha_1 \quad [1.4]$$

Un signe positif est attendu de l'estimation de α_1 .

Dans l'équation [1.5], nous déterminons l'impact de la productivité manufacturière sur la croissance économique et de son effet marginal, alors elle se présente comme suit :

$$lpib_{it} = \beta_0 + \beta_1 lvam_{it} + \beta_2 \sum_{i=1}^P (lvam_{it} * Hum_{it}) + \theta_i lfbcf_{it} + \varepsilon_{it} \quad [1.5]$$

Où $lpib$, $lvam_{it}$ et $lfbcf_{it}$ correspondent respectivement aux logarithmes des variables du PIB réel, la valeur ajoutée manufacturière, la formation brut de capital fixe et Hum_{it} représente la variable du capital humain (le taux de scolarité tertiaire (kh3), le taux de scolarité secondaire (kh2) exprimé en % de la population et les dépenses publiques dans l'éducation (dephk) exprimées en % du PIB). Afin de déterminer l'effet interactif entre la valeur ajoutée manufacturière et la variable capital humain, nous introduisons séparément la variable croisée en **scénario : $lvam*kh2$ (scénario 4), $lvam*kh3$ (scénario 5) et $lvam*dephk$ (scénario 6)**. L'effet marginal de la productivité de l'industrie manufacturière sur la croissance économique se formule comme suit :

$$\frac{\partial(lpib_{it})}{\partial lvam_{it}} = \beta_1 + \beta_2 * Hum_{it} \quad [1.6]$$

L'effet marginal de la productivité manufacturière sur la croissance économique dépend de la qualité du capital humain. On s'attend à ce que le capital humain améliore l'effet marginal de la productivité manufacturière, cela devrait traduire un coefficient $\beta_2 > 0$.

Si β_1 et β_2 sont tous positif la productivité manufacturière a un effet positif sur la croissance économique et le capital humain affecte favorablement cet impact.

Inversement, si β_1 et β_2 sont tous négatif, la productivité manufacturière a un effet négatif sur la croissance économique et le capital humain aggrave cet impact.

Si $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$: Implique que la productivité manufacturière a un effet positif sur la croissance économique mais le capital humain le réduit de sorte qu'il devienne négatif sur la croissance économique.

Si $\beta_1 < 0$ et $\beta_2 > 0$: la productivité manufacturière a un effet négatif sur la croissance économique et l'amélioration de la qualité de la main d'œuvre en terme de capital humain atténuent cet impact négatif.

3.3. Méthode d'estimation

Le but de cette recherche est d'analyser l'effet interactif entre capital humain, productivité des industries manufacturière et croissance économique en considérant un panel dynamique. En effet, les études montrent qu'une amélioration du niveau de capital humain est propice pour le développement de la productivité manufacturière et la croissance économique. Inversement, Cette relation interactive cause le problème d'endogénéité. A ce titre, le recours aux techniques

d'estimation traditionnelles (Moindres Carrés Ordinaires, effets fixes, effets aléatoires) conduit à des estimateurs non convergents. Pour pallier à ce problème d'endogénéité les auteurs utilisent la méthode des moments généralisés (GMM). Mais cette méthode présente quelques inconvénients, notamment, l'homogénéité des coefficients, excepté celui de la constante qui capte les effets spécifiques. Cette homogénéité implique que l'effet d'une variable ne peut différer d'un pays à l'autre. En effet, l'approche GMM ignore les propriétés de racine unitaire et de cointégration des séries, il est difficile d'affirmer de manière claire que les résultats fournissent des effets de long terme ou des résultats fallacieux. Selon, Kého (2012) le choix du nombre et la qualité des instruments dans les méthodes GMM en différences ou en système affecte des résultats. En outre, dans un panel dynamique l'homogénéité du coefficient de la variable endogène retardée peut conduire des biais, c'est-à-dire la croissance à la date t est en partie expliquée par sa valeur retardée d'une période ($t-1$). La variable retardée est donc une variable explicative.

Par ailleurs, le nombre de pays est moins important que la période dans notre panel dynamique. D'où l'utilisation des estimateurs GMM n'est pas adaptée. Pour toutes ces raisons nous utilisons dans cette recherche la méthode du Pool Mean Group pour les différentes estimations. L'estimateur du Pooled Mean Group (PMG) présente un avantage dans le traitement des panels dynamiques pour lesquels le nombre d'observations temporelles T est plus important que celui des individus N (Pesaran et al., 1999). Il offre la possibilité d'estimer une relation de long terme entre différentes variables, sans précautions préalables au sujet de la stationnarité ou même l'existence d'une relation de cointégration entre ces dernières. En effet, l'approche par cointégration, comme dans le cas des séries temporelles comporte trois phases : l'étude de la stationnarité des séries, le test de cointégration et les estimations de la relation de long terme (Pool Mean Group). Cette approche qui est considérée dans cette étude.

3.4. Test de stationnarité

Premièrement, on fait le test de racine unitaire sur le panel dans le but de contrôler la stationnarité des variables et pouvoir adopter la régression convenable. Il existe alors une différence importante entre les tests de racines unitaires en séries temporelles et ceux en panel. Concernant les données de panel, il existe deux types de tests de racine unitaire : les tests de première génération et ceux de la deuxième génération. Les tests de la première génération dont les plus utilisés dans la littérature sont les tests de Levin et Lin (1992, 1993), les tests de Levin, Lin et Chu (2002), le test de Im, Pesaran et Shin (IPS) (1997, 2002 et 2003), Maddala et Wu (MW) (1999) sont inspirés des tests de Dickey et Fuller (1979). Ces tests reposent sur l'hypothèse d'indépendance entre les individus du panel. Ces tests ont en commun l'hypothèse nulle de non stationnarité ($H_0: \rho_i = 0$). Cependant, l'hypothèse alternative diffère en fonction du test. Les tests

de deuxième génération les plus utilisés sont : les tests de Choi (2002), les tests de Phillips et Sul (2003), Pesaran (2003). Ces tests ont tenté de lever l'hypothèse d'indépendance en postulant une interdépendance entre les individus. La levée de cette hypothèse est perçue comme un avantage pour mieux étudier les propriétés des panels (Guillaumin, (2008)). Chaque test de stationnarité en panel comporte des avantages et des inconvénients comparativement aux autres, si bien qu'il est recommandé de soumettre les séries à des tests complémentaires. On a choisi pour ce travail les tests Fisher-type qui combinent les tests de Maddala-Wu (1999) et de Choi (2002) qui sont des tests de deux (02) générations différentes et réalisables sur des panels non-cylindrés. En plus, le test de Maddala-Wu est un des tests les plus puissants de la première génération qui donne de meilleurs résultats comparativement aux tests de Levin-Lin-Chu et ceux d'Im-Pesaran-Shin (Maddala et Wu, (1999)).

3.5. Le test de cointégration

Depuis les travaux pionniers de Levin et Lin (1992), la littérature relative à l'économétrie des données de panel non stationnaires, en particulier, aux tests de cointégration connaît un développement considérable (Christophe et Valérie, 2006). A cette seconde étape, il est procédé des tests de cointégration. Comme dans le cas des séries temporelles, les tests de cointégration en panel peuvent tout d'abord être classés en deux catégories : d'une part, les tests de cointégration à la Engle et Granger (1987) dans lesquels le rang de l'espace de cointégration et la forme de la relation de cointégration sont connus (Pedroni, 1995, 1997; Kao, 1999; Bai et Ng, 2004). D'autre part, sont aujourd'hui développés des tests de cointégration multiples à la Johansen (1991) dans lesquels le rang de cointégration est a priori inconnu (Groen et Kleibergen, 2003 ; Breitung, 2005). En s'appuyant sur la littérature nous présentons deux tests : le test de cointégration de Pedroni (1999 ; 2004) et celui de Kao (1999). Pedroni (1995, 1997) a proposé divers tests visant à appréhender l'hypothèse nulle d'absence de cointégration intra-individuelle à la fois pour des panels homogènes et hétérogènes. Pedroni (1999, 2004) propose une extension au cas où les relations de cointégration comprennent plus de deux variables. Tout comme les tests de racine unitaire d'Im, Pesaran et Shin (2003), les tests de Pedroni prennent en compte l'hétérogénéité par le biais de paramètres qui peuvent différer entre les individus.

Pedroni (1999, 2004) propose un test de cointégration d'hypothèse nulle d'absence de relation de cointégration qui est une extension du test au cas de relation en deux étapes d'Engle et Granger (1987). Ce test est basé sur l'étude de stationnarité des résidus de l'équation de long terme. Le test de Pedroni propose sept tests dont quatre sont basés sur la dimension within (intra) et trois sur la dimension between (inter). En effet, les tests basés sur la dimension Within reposent sur l'hypothèse alternative d'homogénéité du terme AR tandis que ceux basés sur la dimension

between autorisent la présence d'hétérogénéité entre les individus sous l'hypothèse alternative. Le test non paramétrique de type rapport de variance, et celui non paramétrique du type de la statistique rho de Phillips-Perron, le test non paramétrique du type de la statistique t de Phillips-Perron (panel t-statistic) et le test paramétrique du type de la statistique t de Dickey-Fuller Augmenté. Ceux basés sur la dimension de between sont : les tests non paramétriques du type de la statistique rho de Phillips-Perron (group p-statistic), du type de la statistique t de Phillips-Perron (group t- statistic) et test paramétrique du type de statistique t de Dickey-Fuller Augmenté (Group t-statistic).

Kao (1999) propose également des tests d'hypothèse nulle d'absence de cointégration de type Dickey-Full et Dickey-Fuller Augmenté. Ces tests sont également basés sur la procédure en deux étapes d'Engle et Granger (1987). A la différence des tests de Pedroni (2004), Kao (1999) considère des vecteurs de cointégration supposé homogènes entre les individus. De plus ces tests ne permettent pas de tenir compte de l'hétérogénéité sous l'hypothèse alternative et ne sont par ailleurs valables que pour un système bivarié. A l'aide des simulations de Monte Carlo, Gutierrez (2003) montre que quand la taille de l'échantillon est faible les tests de Kao dominant ceux de Pedroni et donnent de meilleures estimations. En effet, les tests de Kao et de Pedroni supposent la présence d'un seul vecteur cointégrant.

3.6. Estimation par la méthode de Pooled-Mean Group (PMG): relation de long terme

Après avoir déterminé l'existence de la relation de cointégration, il convient alors d'estimer de manière efficace la relation de cointégration en se basant sur la méthode de Pooled-Mean Group. Pour ce faire, l'estimateur est conçu sur l'hypothèse que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant contraints d'être identiques à tous les pays. Formellement, Considérons le modèle ARDL $(p, q_1, q_2, \dots, q_k)$ suivant :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad [1.7]$$

Où y_{it} est la variable dépendante et X_{it} le vecteur de l'ensemble des variables explicatives. En cas de cointégration des variables, le terme ε_{it} est stationnaire. En paramétrant l'équation [1.7] le un modèle à correcteur (MEC), on obtient l'équation suivante :

$$\Delta y_{it} = \phi_i (y_{i,t-1} - \theta_i' X_{it}) + \sum_{j=1}^p \varphi_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad [1.8]$$

Où ϕ_i est la vitesse d'ajustement et θ_i est le vecteur des coefficients de long terme, Δ est l'opérateur de variation entre deux dates. Pour valider l'hypothèse de cointégration, il faudrait que ϕ_i soit négatif et significatif. On peut alors conclure qu'il existe une relation de long terme entre la variable indépendante et les variables explicatives. La spécification ARDL présente deux avantages majeurs, elle permet d'une part d'estimer conjointement les paramètres de court terme et de long terme et d'autre part elle permet d'introduire dans le modèle des variables pouvant être intégrées de différents ordres soit $I(0)$ et $I(1)$, ou cointégrées. Le PMG contraint le paramètre θ_i à être le même pour chaque groupe du panel, mais la constante, les coefficients de court terme et variance des erreurs différent dans chaque groupe.

Cet estimateur peut être vu comme une procédure intermédiaire entre l'estimateur MG et DFE (dynamic fixed effect). L'estimateur MG est obtenu en estimant indépendamment N régressions et ensuite en faisant la moyenne des coefficients obtenus. Pesaran et Smith (1995) montrent que l'estimateur MG est un estimateur convergent de la moyenne des paramètres. Mais, il ne prend pas en compte la dimension panel des données et du fait que certains coefficients peuvent être les mêmes pour certains groupes d'individus. Par contre, l'estimateur DFE s'obtient en empilant toutes les données et en imposant une homogénéité de tous les coefficients, à l'exception de la constante. En effet, si l'hypothèse de similitude des coefficients à long terme est acceptée, l'estimateur de PMG augmente la précision des estimations par rapport à l'estimateur de MG. Toutefois, l'hypothèse d'homogénéité des coefficients à long terme ne peut pas être admise a priori. Pour tester sa pertinence, on procède le test de Hausman. Si les coefficients de long terme sont identiques d'un pays à l'autre, les estimations PMG seront consistantes et efficaces tandis que les estimations MG seront consistantes mais non efficaces. Cependant, si les restrictions de long terme sont imposées à mauvaise escient, les estimations PMG ne sont pas consistantes tandis que les estimations MG fourniront des estimations consistantes de la moyenne des coefficients de long terme parmi les pays.

4. Présentation de l'échantillon de l'étude et description des variables

4.1. Présentation des pays et la période de l'étude.

L'échantillon est composé des pays de l'Afrique de l'Ouest, membre de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) avec des données sur la période de 2000-2016. La période d'étude est délimitée pour raisons de disponibilité des données surtout la variable captant, la valeur ajoutée manufacturière dont la plupart des pays ont vu leur véritable l'industrialisation manufacturière se développer dans les années 2000. En outre, le choix de ces pays se justifie du

fait qu'ils ont les mêmes caractéristiques économiques, le même passé historique (la colonisation et l'intégration sous régionale) et ont également le même régime de politique monétaire. Ces pays sont : le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et Togo. Pour les raisons de disponibilité des données, l'étude portera sur sept (07) pays car la Guinée-Bissau sera exclue lors des estimations économétriques. Les données proviennent du site de la base des données de la Banque Mondiale et de l'UNESCO.

4.2. Des variables retenues pour l'étude et leurs sources

Tableau 1.1. : Description des variables et leurs sources

Variables	Description des variables et leurs sources
Produit Intérieur Brut (PIB)	Le produit intérieur brut (PIB) est l'indicateur le plus retenu pour évaluer la production de biens et services d'un pays pendant une année. Il illustre l'importance de l'activité économique d'un pays. Quand il est formulé en dollars constants , comme c'est le cas ici, on peut procéder plus adéquatement à des comparaisons à travers les années puisqu'il tient alors compte de l'inflation ou de la déflation. Afin de linéariser cette variable, par rapport autres variables nous appliquons le logarithme népérien (lpib). Source : Banque Mondiale
Formation Brut de Capital Fixe (FBCF)	Formation brute de capital fixe (US\$ constant) , cette donnée comprend trois éléments de base: la construction résidentielle (achat de maisons unifamiliales et habitations ayant plusieurs logements), la construction non résidentielle (mise en chantier d'usines, d'immeubles de bureaux et d'édifices commerciaux) et l'achat de machineries que l'on retrouve dans les différentes usines du pays. Cet indicateur représente le capital physique, c'est-à-dire l'investissement. Nous avons également appliqué le logarithme népérien (lfbcf). Source: Banque mondiale
La productivité des industries manufacturières (Manuf)	Cet indicateur capte la valeur ajoutée manufacturière (vam), nous avons également linéariser cette variable par le logarithme népérien (ln) dans nos estimations ; (lvam). Source: Banque Mondiale
Capital humain (Hum)	Cet indicateur représente trois (03) variables notamment les dépenses publiques dans l'éducation (depkh), les taux d'inscription aux études tertiaires (kh3) et secondaires (kh2) (taux brut % de la population). Le taux brut d'inscription vise à déterminer le pourcentage de la population totale ayant été inscrite à un niveau d'études donné. Ici nous avons pris en compte les niveaux tertiaire et secondaire au moment où les personnes se sont retrouvées dans le groupe d'âge correspondant au niveau d'études en question. Nous considérons que ces niveaux d'études sont ceux qui permettent à l'individu de vite s'adapter aux réalités des industries manufactures. Source : UNESCO

Source : Elaboré par l'auteur

5. Les résultats de l'analyse empirique

5.1. Analyse des statistiques descriptives

Dans l'analyse des résultats des estimations économétriques, il est important de jeter un regard sur l'analyse descriptive du comportement naturel des données dont nous disposons. En

première vue, nous constatons un grand écart entre certaines variables comme la valeur ajoutée manufacturière en \$ US (valeur constante), le capital physique (la formation brute du capital fixe en \$ US, valeur constante) et le produit intérieur brut en \$ (PIB en valeur constante) par rapport aux variables du capital humain notamment le taux d'inscription tertiaire et secondaire (en % de la population) et les dépenses publiques d'éducation en % du PIB. Ceci, afin de corriger ces grands écarts nous utilisons dans nos régressions une transformation logarithmique de ces variables. Avec cette transformation du logarithmique on a : la valeur ajoutée manufacturière avec (Min : 16.462 et Max : 22.337). Nous avons utilisé le PIB constant comme notre variable dépendante. Ces valeurs min et max sont respectivement 21.638 et 24.335. Les valeurs Min et Max de la variable captant la formation brute du capital fixe sont respectivement, 19.047 et 22.725.

Tableaux 1.2. : Statistiques descriptives des variables du modèle

	Moyenne	Ecart type	Min	Max
<i>lpib</i>	22.820	0.6492	21.638	24.335
<i>lvam</i>	19.974	1.3285	16.462	22.337
<i>lfbcf</i>	21.045	0.8270	19.047	22.725
<i>kh2</i>	30.250	15.295	006.83	61.750
<i>kh3</i>	5.8053	3.8981	000.93	19.500
<i>depkh</i>	4.1843	1.0831	001.43	007.46

Source : Elaboré par l'auteur à partir des estimations avec Stata 13.0

5.2. Les résultats du test de racine unitaire

Nous utilisons les tests de Maddala et Wu (1999) et Choi (2002), Levin et al (2002) et Im-Pesaran-Shin pour tester la stationnarité de nos variables d'étude. Les résultats statistiques de ces tests sont présentés pour les variables en niveau et en différence. Ces résultats montrent que la variable endogène *lpib* et les variables exogènes *lfbcf*, *kh2*, *kh3*, *lvam*, *depkh* sont stationnaires en différence première. Autrement dit, elles sont intégrés d'ordre un $I(1)$, il y'a donc présomption de cointégration entre ces variables. Pour cela nous passons au test de vérification de l'existence d'une relation de long terme entre la variable endogène et les variables exogènes. En cas d'une éventuelle cointégration entre ces variables, l'estimateur des Pool Mean Group (PMG) est meilleur que celui des moments généralisés (GMM).

Tableau 1.3. : Test de racine unitaire des variables de l'étude (stationnarité)

	En niveau			En différence		
	LLC	IPS	Pm	LLC	IPS	Pm
<i>lpib</i>	- 0.286 (0.387)	-0.464 0.271	-1.797 (0.963)	-7.373*** (0.000)	-5.331*** (0.000)	18.48*** (0.000)
<i>lvam</i>	-1.636** 0.050	-1.319* 0.093	0.155 (0.438)	-2.008*** (0.000)	-4.731*** 0.000	20.10*** (0.000)
<i>lfbcf</i>	0.105 (0.542)	-0.168 (0.433)	-0.183 (0.572)	-4.593*** (0.000)	-5.402*** (0.000)	13.16*** (0.000)
<i>kh3</i>	-- --	-1.315* (0.094)	-2.255 (0.988)	-- --	-5.269*** (0.000)	13.53*** (0.000)
<i>kh2</i>	-1.511 (0.065)	-0.218 0.413	-2.452 (0.992)	-3.110*** (0.000)	-3.886*** (0.000)	-3.886** * (0.000)
<i>deph</i>	-3.241*** (0.000)	-3.248*** (0.000)	-0.293 0.615	-4.953*** (0.000)	-6.153*** (0.000)	36.55*** (0.000)

Note : *(**), (***) indique respectivement les significativités du rejet de l'hypothèse nulle de non stationnaire au seuil de 10%, 5 % et 1%. IPS, LLC et Pm désignent respectivement les tests d'Im, Pesaran et Shin (2003) ; Levin, Lin et Chu (2002) et Pm Maddala et Wu (1999) Fisher-ADF.

Source : Elaboré par l'auteur à partir des estimations avec Stata 13.0

5.3. Les résultats du test de cointégration

Après avoir testé la stationnarité des variables de l'étude, nous effectuons maintenant le test de cointégration de Pedroni et de Kao. Les tests de Pedroni et de Kao effectués sur les variables intégrées d'ordre un $I(1)$ rejettent l'hypothèse nulle de non cointégration de toutes les variables exogènes par rapport à la variable endogène. D'où il existe une relation de long terme entre la variable endogène et les variables exogènes. Les résultats de ces tests sont consignés dans le tableau 1.4.

Tableau 1.4. : Test de cointégration des variables exogènes avec le PIB

	t-Statistic	Prob.	Weighted		
			t-Statistic	Prob.	
Panel v-Statistic	0.046	0.518	0.869	0.807	
Panel rho-Statistic	1.900	0.971	2.119	0.983	
Panel PP-Statistic	2.056***	0.019	2.910***	0.001	
Pedroni	Panel ADF-Statistic	1.953**	0.025	3.457***	0.000
	Group rho-Statistic	3.135	0.999		
	Group PP-Statistic	2.830***	0.002		
	Group ADF-Statistic	2.773***	0.002		
Kao	2.352***	0.009			

Note : *(**), (***) indique respectivement les significativités du rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration des variables au seuil de 10%, 5 % et 1% des tests de Pedroni et de Kao.

Source : Elaboré par l'auteur à partir des estimations avec Eviews 9.

5.4. Les résultats des estimations par la méthode de Pooled-Mean Group (PMG)

Les résultats des estimations avec la méthode de Pooled-Mean Group sont consignés dans le tableau 1.5. En suivant les scénarios 1, 2 et 3 les résultats statistiques montrent que les coefficients estimés avec les variables du capital humain notamment les dépenses publiques dans l'éducation (**depkh**), les taux d'inscription aux études tertiaires (**kh3**) et secondaires (**kh2**) sont négatifs et significatifs au seuil de 1 % à long terme. Ce résultat contre-productif remet en cause la qualité des enseignements secondaire et tertiaire dans les pays de notre étude. Ceci laisse à présager que les personnes en fin de formation de ces deux cycles ne seraient pas directement efficace dans les unités de production, il les faut encore une formation d'adaptation aux chaînes de production industrielle. Ceci suggère que toutes choses étant égales par ailleurs une amélioration des systèmes d'enseignements à l'orientation de transformation structurelle rendrait l'effet de ces deux variables positif sur le PIB. Cela transformerait le signe négatif en signe positif et par conséquent l'augmentation du produit intérieur brut (PIB) à long terme dans la zone UEMOA.

En considérons le capital humain (scénario 2) relatif au taux d'inscription tertiaire, nos estimations montrent pour le long terme les effets non satisfaisant. Ce résultat montre qu'à l'heure actuelle le capital humain capter par le taux d'inscription tertiaire ne serait pas favorable à la croissance du PIB. Ainsi, pour un accroissement d'un point d'écart type (3.898) de kh3 (capital humain : le taux d'inscription tertiaire), ceteris paribus, le produit intérieur brut connaîtra un effet pervers de - 0.2572 soit - 25.72 point de pourcentage de réduction du PIB dans la zone UEMOA,

($\frac{\partial \text{pib}}{\partial \text{kh3}} = -0.066 \times 3.898 = -0.2572$). Ces résultats impliquent que si les gouvernements de ces

Etats font des efforts pour améliorer la qualité et le contenu de l'enseignant tertiaire cela favorisera une augmentation du produit intérieur brut (PIB) de 0.2572 soit 25.72 de pourcentage en transformant l'effet négatif à un effet positif. L'impact du taux d'inscription du niveau secondaire (kh2) s'est également révéler non pertinent de l'ordre de - 0.2753 soit - 27.53 point de pourcentage sur le produit intérieur brut ($\frac{\partial \text{pib}}{\partial \text{kh2}} = -0.018 \times 15.295 = -0.2753$). Cela implique

que l'enseignant faite au niveau secondaire n'est pas également adapter au secteur à fort potentiel de production en occurrence le secteur industriel. Ces résultats trouvés dans cette étude ne sont pas conformement à ceux trouvés par Lucas (1988) qui considère l'accumulation de capital humain comme une source décisive de croissance endogène. Selon l'auteur l'éducation catalyse l'accumulation du capital humain que détient la main-d'œuvre, ce qui stimule la productivité du travail et accélère la croissance économique.

Concernant les dépenses publiques d'éducation (scénario 3), les estimations montrent qu'à long terme, les dépenses engagées par les Etats ne sont pas efficaces pour atteindre des objectifs d'une croissance forte du PIB. Cela implique que les gouvernements accordent moins d'importance au financement du secteur d'éducation. Plus particulièrement, si l'on considère la période d'étude (2000-2016) deux pays, un pays qui investit plus dans l'éducation et un autre qui investit moins à savoir la Côte d'Ivoire (4.35 en pourcentage du PIB) et le Mali (3.52 en pourcentage du PIB). Constatons que la Côte d'Ivoire se retrouve avec un score de performance du produit intérieur brut en moyenne de 25 411 764 706 \$ US tandis que le Mali se retrouvera avec un score de performance du produit intérieur brut en moyenne de 9 676 470 588 \$ US sur la même période d'étude. Par conséquent une hausse des dépenses publiques d'éducation du Mali à un niveau égal à celui de la Côte d'Ivoire entraînera une hausse du produit intérieur brut du Mali en moyenne de 815.21 point de pourcentage $[(9\ 676\ 470\ 588 \times 4.35) / 3.52 = 11\ 957\ 499\ 666]$. Ce calcul montre effectivement une amélioration de la performance économique du Mali de 2 281 029 078 \$ US comme un manque à gagner. En effet, nos estimations font ressortir des résultats intéressants. Ces résultats montrent également que face à un choc exogène de long terme sur ces variables (capital humain), il se produira un effet positif sur la croissance économique notamment le produit intérieur brut. Autrement dit, lorsqu'un gouvernement se retrouve dans la capacité de soutenir la ligne budgétaire d'éducation ou d'encourager l'enseignement secondaire et tertiaire en matière de relever la qualité des enseignements orientés vers les secteurs à forts potentiels de croissance, cela impacterait positivement sur la croissance économique. Ce qui confirme nos hypothèses. Pour cela il sera judicieux pour les pays de cette zone de soutenir les formations éducatives adaptées au marché de production. Nos résultats corroborent ceux d'Aghion et Howitt, (2008), lorsqu'ils suggèrent toutefois que les autorités publiques pourraient assurer une croissance positive à long terme en déployant une politique de soutien à l'éducation qui maintiendrait positif le taux d'accumulation du capital humain. Ainsi, ce lien positif entre les niveaux d'éducation et le PIB de nos résultats face à un choc de long terme concordent à ceux des travaux de Mankiw et al (1992) ; Barro et Sala-i-Martin (1995) ; Gemmell (1996).

Ensuite, pour le court terme, les estimations montrent également un effet négatif de la variable captant le capital humain. Cela peut être dû à une mauvaise qualité et à la faible proportion de la population ayant inscrit le niveau secondaire et tertiaire. Sur la période de 2000 à 2016, par exemple la proportion d'inscription au niveau secondaire est en moyenne de 12.58 % au Niger ; 21.63 % au Burkina Faso ; 22.85 % en Côte d'Ivoire ; 32.76 % au Mali ; 35.70% au Sénégal ; 38.86 % au Bénin et 47.36 % au Togo. Ces statistiques montrent qu'aucun de ces pays dans cette zone n'atteint 50 % pour les taux d'inscription du niveau secondaire. Globalement, cet effet négatif

expliquerait la faiblesse de la politique éducative (l'éducation secondaire et tertiaire) qui ne s'adapte plus aux réalités technologique dans ces pays. La formation éducative (niveau secondaire et tertiaire) est resté presque identique depuis les années 60 à nos jours. En outre, à court terme les dépenses publiques d'éducation agissent négativement sur la croissance économique (PIB), et significative au seuil de 1%. Nous trouvons encore une fois cette défaillance éducative.

Tableaux 1.5. : Effet du capital humain sur le PIB (estimateur **Pooled-Mean Group** : PMG)

	(Scénario 1) <i>lpib</i> Coef. /t	(Scénario 2) <i>lpib</i> Coef. /t	(Scénario 3) <i>lpib</i> Coef. /t
ECT			
<i>lfbcf</i>	0.938*** (1085)	0.935*** (989.29)	0.945*** (812.86)
<i>kh2</i>	-0.018*** (-22.80)		
<i>kh3</i>		-0.066*** (-12.25)	
<i>depkh</i>			-0.327*** (-46.50)
SR			
ECT	0.797*** (10.81)	0.811*** (9.65)	0.933*** (27.64)
<i>lfbcf</i>	0.775***(12.53)	0.793***(10.7)	0.911***(43.69)
<i>kh2</i>	-0.010***(-2.73)		
<i>kh3</i>		-0.019(-0.52)	
<i>depkh</i>			-0.300***(-18.41)
_cons	3.983***(2.69)	3.526** (2.02)	0.911*(1.69)
Aic	-584.659	-574.809	-576.487
N	119.000	118.000	119.000

Note : *, **, *** indiquent respectivement la significativité des coefficients de 10 %, 5% et 1%. Les valeurs entre parenthèses sont celles de t student.

Source : Elaboré par auteur à partir des estimations avec Stata 13.0

En analysant l'interaction du capital humain et la productivité manufacturière, les résultats du Tableau 1.6., nous montrent un effet négatif des interactions entre le capital humain et la valeur ajoutée de la productivité manufacturière dans la zone UEMOA dans les scénarios 4, 5 et 6.

En effet, pour le long terme, les résultats du scénario 5 indiquent le signe négatif de l'interaction entre la valeur ajoutée manufacturière et le capital humain (taux de scolarité tertiaire) et la significativité de cette relation au seuil de 1% (les coefficients β_1 et β_2 sont de signe contraire). Ce résultat montre que la productivité manufacturière a un effet positif sur la croissance économique notamment le produit intérieur brut (hypothèse (H_1) est vérifiée) et le capital humain relatif au taux d'inscription tertiaire affecte négativement cet impact (hypothèse (H_2) est vérifiée également). De ce fait, une amélioration du taux d'inscription tertiaire et la qualité de la formation tertiaire augmenterait l'impact de la production manufacturière sur la croissance

économique. Ainsi, en considérant, le modèle avec l'éducation tertiaire (Kh3) toujours scénario 5, l'effet marginal de la productivité manufacturière est donné par :

$$\left(\frac{\partial \text{lpib}_{it}}{\partial \text{lvam}_{it}} = 0.189 + (-0.002 \times \text{kh}3_{it}) \right),$$

Si nous considérons le cas de l'exemple précédent le Mali et la Côte d'Ivoire avec les taux moyens d'inscription du niveau tertiaire respectivement 4.5429 et 8.6958. D'après les résultats de l'estimation, une variation de la valeur ajoutée manufacturière de 1 point de l'écart type 1.3285, à long terme entraînerait une augmentation de l'effet réducteur du produit intérieur brut du Mali de 0,2370 soit 23,7% de moins. Quant à la Côte d'Ivoire l'effet réducteur serait sur son produit intérieur brut à une valeur de 0.2334 point, soit de 23.34% point de réduction sur la même période d'étude avec les mêmes proportions moyenne de l'écart type.

Admettons maintenant que le gouvernement Malien améliore la qualité de l'enseignement du niveau tertiaire en rehaussant la qualité de cette formation qui avoisine celle de la Côte d'Ivoire, le gouvernement Malien obtiendra un effet réducteur de 0.2370 sur du produit intérieur brut, ce qui lui permettra de réduire le niveau d'effet pervers de 0.0036 soit 0.36 % dans le long terme.

Par contre, pour l'ensemble des pays de la zone les estimations donnent dans le court terme les coefficients du scénario 5 (kh3) de signe contraire $\beta_1 > 0$ et $\beta_2 < 0$ respectivement 0.189 et 0.001 significatifs respectivement au seuil de 1%. Ce résultat implique que la productivité manufacturière a un effet positif sur la croissance économique (produit intérieur brut) mais le capital humain relatif au taux de l'inscription tertiaire le réduit de sorte qu'il devienne négatif sur la croissance économique et par conséquent sur le produit intérieur brut. Ce résultat traduit également l'absence d'industries manufacturières dues au manque de la main d'œuvre adaptée ayant eu la formation du niveau tertiaire. Si ces pays avaient amélioré les taux d'inscription tertiaire et la qualité de la formation adaptée aux secteurs manufacturière, cela permettrait l'industrialisation manufacturière dans la région et serait profitable à plusieurs titres notamment la diversification des activités, la création d'emplois, la transformation du secteur informel en un secteur formel.

Pour des raisons de robustesse de nos résultats, nous confirmons les tests par les autres indicateurs du capital humain notamment, le taux de scolarité secondaire et les dépenses publiques d'éducation. Nos résultats montrent que le taux de scolarité secondaire et les dépenses publiques ont également des effets pervers sur le PIB et significatif au seuil de 1 % pour le long terme. L'effet marginal dont subira qu'au Niger est de - 0.3966 soit - 39.66 % d'effet pervers sur

le PIB. $[(-0.286 + (-0.001 * 12.5823)) * 1.3285 = -0.3966]$. Cet effet pervers sur la croissance économique du Niger indique l'effet marginal de la productivité manufacturière qu'engendraient des industries manufacturière si le gouvernement Nigérien n'améliorait pas la qualité du contenu de sa formation secondaire. Cet effet marginal de l'industrie manufacturière traduit un grand manque à gagner pour le Niger s'il entreprend des réformes éducatives du niveau secondaire et qui pourrait vite s'adapter à la réalité des industries manufacturières.

Tableaux 1.6. : Effet de la productivité manufacturière sur le PIB via le capital humain.

	(Scénario 4) <i>lpib</i> Coef. /t	(Scénario 5) <i>lpib</i> Coef. /t	(Scénario 6) <i>lpib</i> Coef. /t
ECT			
<i>lfbcf</i>	0.767*** (77.29)	0.913*** (87.44)	0.396*** (41.27)
<i>lvam</i>	-0.286*** (-28.23)	0.189*** (17.39)	-0.448*** (-43.77)
<i>lvam* kh2</i>	-0.001*** (-20.91)		
<i>lvam* kh3</i>		-0.002*** (-8.68)	
<i>lvam* depkh</i>			-0.023*** (-58.61)
SR			
ECT	0.728*** (9.95)	0.771*** (10.00)	0.848*** (22.84)
<i>lfbcf</i>	0.589*** (9.71)	0.746***(10.01)	0.376***(13.72)
<i>lvam</i>	-0.182***(-4.58)	0.161*** (5.96)	-0.358***(-7.99)
<i>lvam* kh2</i>	-0.001*(-1.91)		
<i>lvam* kh3</i>		-0.001 (-0.06)	
<i>lvam* depkh</i>			-0.020***(-22.51)
_cons	5.029*** (3.36)	4.048** (2.46)	2.308*** (3.44)
Aic	-594.867	-583.726	-592.502
N	119.000	118.000	119.000

Note : *, **, *** indiquent respectivement la significativité des coefficients de 10 %, 5% et 1%. Les valeurs entre parenthèses sont celles de t student

Source : Elaboré par auteur à partir des estimations avec Stata 13.0

Quant au Togo, l'effet marginal de la productivité manufacturière sur le produit intérieur brut est l'ordre de **-0.4428** à long terme $[(-0.286 + (-0.001 * 47.36)) * 1.3285 = -0.4428]$. De la même manière, les estimations de court terme de l'effet marginal de la productivité manufacturière donnent les coefficients β_1 et β_2 négatifs, montrant que la productivité manufacturière a un effet négatif sur la croissance économique lorsqu'elle est couplée avec le taux d'inscription secondaire. Ainsi, au Togo, l'effet marginal de la productivité manufacturière provoque une diminution de la croissance économique (le produit intérieur brut) de **-0,1788** soit -17.88%, $[-(0.182+ (-0.001 * 47.36)) * 1.3285 = -0.1788]$. Nous observons pour le cas espèce du Togo que les effets marginal de la productivité manufacturière serait plus sévère dans le long terme comparativement les effets de court terme. Ce résultat reflète deux faits majeurs, d'une part la rareté des industries

manufacturières dans le pays et d'autre part le manque de capital humain adéquat susceptible de s'adapter aux réalités de la production manufacturière. Cet impact négatif de court terme de l'effet marginal de la productivité manufacturière dû au taux d'inscription secondaire est le même au Niger. Il impact négativement sur la croissance économique autrement dit sur le produit intérieur brut à l'ordre de - **0.2585** point soit 25.85 % $[-(0.182+ (- 0.001 *12.5823)) * 1.3285= - 0.2585]$

Concernant les dépenses publiques d'éducation. Les résultats montrent que la productivité manufacturière a un effet négatif sur la croissance économique mais le capital humain relatif aux dépenses publiques d'éducation (scénario 6) aggrave cet effet de sorte qu'il réduise d'avantage la croissance économique (PIB). Ceci montre également que les gouvernements de ces Etas investissent moins dans le système éducatif. Par conséquent n'encourage pas l'industrialisation dans la sous-région, en particulier dans l'UEMOA.

Pour l'heure actuelle, l'absence d'industries manufacturières se confirme par les résultats de court terme de nos estimations. Ces résultats montrent que la productivité manufacturière a un effet négatif sur la croissance économique et l'amélioration de la qualité de la main d'œuvre à travers l'éducation secondaire atténuerait cet impact négatif. En outre, les résultats mettent en évidence la faible contribution de la production manufacturière dans la croissance économique. Ces résultats corroborent ceux de Weigert (2016), lorsqu'il évoque le manque à gagner dû à l'absence d'industrie. L'auteur illustre en exemple le cas de cacao en Afrique de l'Ouest. Selon l'auteur, l'Afrique de l'Ouest produit et exporte 65 % des graines de cacao dans le monde. Mais parce qu'elle ne les transforme pas, elle ne bénéficie que de 3.5% à 6% du prix final d'une tablette de chocolat.

6. Conclusion

L'objet du présent article est de montrer que la stratégie de politique éducative encore appliquée de nos jours dans les pays de l'UEMOA n'a pas été payante pour la production manufacturière et qu'il fallait repenser de la politique à mettre en place pour une éducation plus adapté à la production des industries manufacturières. Sur la période étudié (2000-2016), nos résultats montrent que le capital humain notamment les taux d'inscription tertiaire, secondaire et les dépenses publiques d'éducation n'a pas permis la valeur ajoutée manufacturière de contribuer de manière significative à la croissance économique. Ces résultats indiquent également que le capital humain jouerait un effet négatif sur la productivité manufacturière dans le long terme, ce qui

confirme nos hypothèses (H_2). Si les gouvernements de ces pays adoptaient des mesures en matière d'investissements dans l'éducation et d'amélioreraient de la qualité de la formation à travers les taux d'inscription, l'impact négatif de la contribution de la productivité manufacturière trouver dans nos estimations se traduirait positif. La faible capacité productive prive les pays de l'UEMOA des effets d'entraînement associés au développement industriel manufacturier, comme, entre autres, la création d'emplois et d'entreprises, l'attraction des investissements directs étrangers, la transformation du secteur informel, le transfert des technologies. Nous trouvons que le capital humain disponible constitue en partie une entrave à la production industrielle. La transformation structurelle et particulière le développement du secteur manufacturier de l'UEMOA peut représenter un moyen efficace de transformation des grandes performances économiques si les efforts sont faits dans le secteur éducatif. Par conséquent, une industrialisation manufacturière dans cette région serait profitable à plusieurs titres. Tout d'abord, la diversification des activités permettrait de consolider les économies de ces pays et régionales, qui demeurent vulnérables à la volatilité des cours des matières premières. En outre, pour inverser la tendance actuelle de la faible contribution de la valeur ajoutée manufacturière à la croissance économique, nous proposons que les gouvernements des pays de l'UEMOA doivent encourager l'éducation à travers les investissements publics productifs. Ils doivent également supprimer les obstacles qui entravent et découragent l'investissement industriel local et international notamment l'inadaptation de la main d'œuvre (formation du capital humain) aux métiers de l'industrie en l'orientant vers l'industrialisation manufacturière.

D'une manière générale, les gouvernements de ces pays doivent bâtir un espace productif et un marché du travail à dimension régionale à travers des politiques communes de convergence normative éducative

Références bibliographiques

1. Acemoglu D., Aghion P. et Zilibotti F. (2006), "*Appropriate Institutions for Economic Growth*", Journal of the European Economic Association, vol. 4, n° 1, pp. 37-74.
2. Aghion P. et Howitt P. (1992), "*A Model of Growth through Creative Destruction*", *Econometrica*, vol. 60, n° 2, pp. 473-494.
3. Aghion P. et Howitt P. (1998), "*Endogenous Growth Theory*", MIT Press, Cambridge.
4. Aghion P. et Howitt P. (2005), "*Growth with Quality-Improving Innovations : an Integrated Framework*", Dans Aghion P. et Durlauf S. (eds), *Handbook of Economic Growth*, North
5. Aghion P. et Howitt P. (2008), "*The Economics of Growth*", MIT Press, Cambridge. d, Amsterdam.
6. Altinok N. et A. Aydemir (2017), "*Does one size fit all ? The impact of cognitive skills on economic growth*", Papier de recherche de l'AFD, No. 45, Agence Française de Développement.

7. BAfD/OCDE/PNUD (2017), *Perspectives économiques en Afrique 2017 : entrepreneuriat et industrialisation*, Editions de l'OCDE, Paris, www.oecd.org/about/publishing/corrigenda.htm
8. Bai Jushan et Ng Serena (2004), *"A panic attack on unit roots and cointegration"*, *Econometrica*, vol. 72, N° 4, July 2004, 1127-1177.
9. Barro R. J. et J. W. Lee, (1993), *"Losers and Winners in Economic Growth"*, NBER, Working Paper n°4341, 40 p
10. Barro R. J. and X. Sala-i-Martin. (1995). *"Economic Growth"*. New York, McGraw Hill.
11. Becker G.S. (1964), *"Human Capital"*, Columbia University press for the National Bureau of Economic Research, New York..
12. Blomström M. et Kokko A. (2003), *"the economics of foreign direct investment incentives"* The research reported here is part of the NBER program in International Studies. Working Paper 9489, <http://www.nber.org/papers/w9489>
13. Bourdon J., (1999), *"La rentabilité de l'investissement éducatif : un concept de référence dans une réalité changeante ? "*, In Administrer, gérer, évaluer les systèmes éducatifs, J.J. Paul ed., ESF éditeur, Paris, pp. 215- 248.
14. Breitung, J. (2005), *"A parametric approach to the estimation of cointegration vectors in panel data"*, *Econometric Reviews*, pp. 151-174
15. Caves R.E. (1974), *"Multinational Firms, Competition, and Productivity in Host-Country Markets"*. *Economica*, 41, 176-193.
16. Chenery H.B., Robinson, S. and Syrquin, M. (1986), *"Industrialization and Growth: A Comparative Study"*. Washington: World Bank.
17. Choi Byeongwook (2002), *"Numerical Methods for the Valuation of American Options under Jump-Diffusion Processes"*, Doctorat degree, Presented to the Faculty of the Graduate School of The University of Texas at Austin.
18. Christophe Hurlin et Valérie Mignon (2006), *"Une Synthèse des Tests de Cointégration sur Données de Panel"*, Document de recherche du LEO - DR LEO 2006-12. 2006, PP. 36.
19. Démurger S. (1996a) *"Ouverture et croissance industrielle des villes Chinoises"*, *Revue Economique*, vol. 47, n°3, mai.
20. Dickey David A. and Fuller Wayne A. (1979), *"Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root "*, *Journal of the American Statistical Association* Vol. 74, No. 366 (Jun., 1979), pp. 427-431
21. Diarra (2008), *"le rôle du capital humain dans la stratégie d'industrialisation en Corée du sud et au mali : une étude comparée"*, Centre d'Analyse Économique (CAE), Université Paul Cézanne, Aix Marseille III, pp 21
22. Engle R.F. et Granger C.W.J. (1987), *"Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing"*, *Econometrica* 55, pp 251-276
23. Gemmell N. (1996). *"Evaluating the Impacts of Human Capital Stocks and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence"*. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58: 9-28.
24. Granger C.W.J. et Newbold, P. (1974), *"Spurious regressions in econometrics"*, *Journal of Econometrics*, 2, pp. 111-120.
25. Groen J.J.J. et Kleibergen, F. (2003), *"Likelihood-based cointegration analysis in panels of vector error correction models "*, *Journal of Business and Economic Statistics*, 21(2), pp. 295-318
26. Guillaumin C. (2008), *"(A) symétrie et convergence des chocs macroéconomiques en Asie de l'Est: une analyse dynamique"*, *Economie Internationale*, vol. 114 (2), pp. 29-68.
27. Im K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (1997), *"Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels,"* DAE, Working Paper 9526, University of Cambridge.
28. Im K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2002), *"Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels"*, revised version of the DAE, Working Paper 9526, University of Cambridge.
29. Im K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2003), *"Testing for unit roots in heterogeneous panels"*, *Journal of Econometrics*, 115, pp. 53-74.

30. Jamal Bouoiyour et Saïd Toufik (2007), "*l'impact des investissements directs étrangers et du capital humain sur la productivité des industries manufacturières marocaines*", Région et Développement n° 25-2007
31. Johansen S. (1991), "*Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models*", *Econometrica*, 59, pp. 1551-1580.
32. Kaldor N. (1966) "*Causes of the Slow Rate of Economic Growth of the United Kingdom*", an Inaugural Lecture, Cambridge: Cambridge Univ. Press.
33. Kao C. (1999), "*Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data*" *J. Econ* 90, 44
34. Kého yaya (2012), "*Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement financier et économique des pays de l'UEMOA*", *Revue Économique et Monétaire* N° 12, Décembre 2012.
35. Larsson R., Lyhagen, J. et Löthgren, M. (2001), "*Likelihood-based cointegration tests in heterogenous panels*", *Econometrics Journal*, 4, pp. 109-142
36. Levin Lin and Chu (2002), "*Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties*", *Journal of Econometrics*, vol 108, no 1, 1–24.
37. Levin A. and Lin, C. F. (1992). "*Unit Root Test in Panel Data: Asymptotic and Finite Sample Properties*", University of California at San Diego, Discussion, Paper No. 92-93.
38. Levin A. and Lin, C. F. (1993). "*Unit Root Test in Panel Data: New Results*", University of California at San Diego, Discussion Paper No. 93-56.
39. Lucas R. E. (1988), "*On the Mechanics of Economic Development*", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 22, n° 1, p. 3-42.
40. Maddala G. S. and Wu, S. (1999). 'Cross-country Growth Regressions: Problems of Heterogeneity, Stability and Interpretation', forthcoming in *Applied Economics*.
41. Mankiw G.N., D. Romer et D.N. Weil (1992), "*A Contribution to the Empirics of Economic Growth*", *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, p. 407-437.
42. Mody Ashoka; Wang, Fang-Yi. 1997. "*Explaining industrial growth in coastal China : economic reforms and what else? (English)*". *The World Bank economic review*. -- Vol. 11, no. 2 (May 1997), pp. 293-325.
43. Murphy K., Shleifer A. and Vishny R. (1989) "*Industrialization and the Big Push*", *Journal of Political Economy*, Vol. 97, 1003A1026.
44. Nehru V., Swanson E. et Dubey A., (1995), "*A New Database on Human Capital Stocks in Developing and Industries Countries: Sources, Methology and Results*", *Jornal of Development Economics*, vol 46, n°2, pp. 376-401.
45. Ocampo José Antonio (2005), "*A Broad View of Macroeconomic Stability*", *Economic and social affairs*, DESA Working Paper No. 1 ST/ESA/2005/DWP/1 October 2005 pp25.
46. Pedroni P. (1996), "*Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity*", Working Paper in Economics, Indiana University.
47. Pedroni P. (1997), "*Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis: new results*", Working Paper in Economics, Indiana University.
48. Pedroni P. (1998), "*Testing for convergence to common steady states in nonstationary hete-rogeneous panels*", Working Paper in Economics, Indiana University.
49. Pedroni P. (1999), "*Critical values for cointegration tests in heterogenous panels with multipleregressors*", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, S1, 61, pp. 653-670.
50. Pedroni P. (2001), "*Panel cointegration, asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*", Working Paper in Economics, Indiana University.
51. Pedroni P. (2004), "*Panel cointegration. Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis*", *Econometric Theory*, 20(3), pp. 597-625.
52. Pesaran h. T shin y. (1999), "*An Autoregressive Distributed Lag Modeling Approach to Cointegration*", in Strom S. (ed.), *Econometrics and Economic Theory in the 20th Century: The Ragnar Frisch Centennial Symposium*, Chapter 11, Cambridge University Press.

53. Pesaran m. H. et shin y. T smith R. P. (1999), "*Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels*", Journal of American Statistical Association 94(446), 621–634.
54. Pesaran M. H. et Smith R. P. (1995) "*Estimating long-run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panel*", Journal of Econometrics 68 (1), 79-113
55. Phillips peter c. B and Sul donggyu (2002) "*Dynamic panel estimation and homogeneity testing under cross section dependence*", Econometrics Journal (2003), volume 6, pp. 217–259.
56. Pritchett L., (2001), "*Where has all the education gone ?*" The World Bank Economic Review vol 15 pp 367-391.
57. Psacharopoulos G, (1993), "*Returns to investment in education: A global update*", World Bank, Policy Research Working Paper, n° 1067.
58. Rodrik Dani (2015), "*Premature deindustrialization*", J Econ Growth (2016) 21:1–33, DOI 10.1007/s10887-015-9122-3, Science+Business Media New Yo rk 2015.
59. Romer P.M. (1997) "*Macroéconomie approfondie*", McGraw-Hill-Ediscience, 165 p.
60. Romer P.M. (1986) "*Increasing Returns and Long-run Growth*", Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 94(5), 1002-1037.
61. Romer P.M. (1990) "*Endogenous Technological Change*", Journal of Political Economy, University of Chicago Press, vol. 98(5), October, 71-102.
62. Solow Robert M. (1956), "*A contribution to the theory of Economic Growth*" The Quarterly Journal of Economic, Oxford University Press, vol. 70(1), pages 65-94.
63. Sow. Abdramane (2013) "*La contribution de l'éducation à la croissance économique du Sénégal*". Economies and finances. Université de Bourgogne; Université Gaston Berger, 2013. French.
64. Teal F., (2010), "*Higher Education and Economic Development in Africa: a Review of Channels and Interaction*", Centre for the Study of African Economies, University of Oxford.
65. Unesco (2017), "*rapport de la base de données sur l'éducation en 2017*".
66. Wang Y T, Tsai P (1996) "*the Welfare impact of Foreign Direct Investment in an Economic Region*" Journal of Economic Integration, 11,(I), March 33-46.
67. Wei S.J., (1994) "*The open door policy and China's rapid growth : evidence from city-level data, dans Ito, T., Krueger, A.O. (Eds), Growth Theories in Light of the East Asian Experience*", The University of Chicago Press, Chicago et Londres.
68. Wei S.J., 1996. "*Foreign direct investment in China: sources and consequences, dans Ito, T., Krueger, A.O., Financial Deregulation and Integration in East Asia*", NBER, The University of Chicago Press.
69. Weigert M. (2016) "*L'industrialisation en Afrique de l'Ouest (1) : état des lieux*". Banque Africaine de Développement (BAD) ; travail de recherche.