

EL MUSTAPHA KCHIRID

Université de Marrakech

LAKHDAR ADOUKA, ZOHRA BOUGUELLI

Université de Mascara

l'Auteur de correspondance : Lakhdar Adouka, adouka1966@gmail.com

LA CROISSANCE INCLUSIVE ET LE DÉVELOPPEMENT SOCIAL: INVESTIGATION EMPIRIQUE À L'AIDE DES MODÈLES ECM CAS DU MAROC

Résumé: La problématique de la croissance inclusive fait revivre les débats sur les politiques économiques de lutte contre la pauvreté et de développement durable dans les pays en développement. Afin de réduire sensiblement la pauvreté, le rythme rapide de la croissance n'est pas seulement nécessaire, il doit être durable, à long terme et à grande échelle dans tous les secteurs.

La pauvreté et la croissance ont été beaucoup discutées et analysées, séparément, par les décideurs politiques dans les décennies précédentes. Quant à la stratégie de croissance inclusive, celle-ci est une intégration de ces deux courants d'analyses, qui implique des relations entre la déterminante macro et micro économique de la croissance.

Cet article examine la nature de la relation entre l'environnement macroéconomique et les indicateurs de développement social, en utilisant d'abord la méthode de régression multiple et, par la suite, les modèles vectoriels autorégressifs, comme proposé par Toda Yamamoto (1995), dans le but de déterminer le sens de la causalité entre les principales variables macro-économiques, en prenant comme cas d'application le Maroc au cours de la période 1980–2011.

Par ailleurs, cette étude examine de façon critique le paradigme de la croissance inclusive, en explorant les stratégies de croissance inclusive mises en place par les décideurs politiques marocains. Cet examen permettra de voir si ces stratégies sont un mythe ou une réalité, grâce à l'identification et la hiérarchisation des contraintes spécifiques au Maroc, en matière de dépenses, de santé et d'éducation ainsi que la promotion de cette croissance durable et inclusive dans l'agriculture et le développement rural.

Mots-clés : croissance économique, pauvreté, croissance inclusive, causalité, VAR.

JEL Classification : I15, I18, I29, I39, C59.

INCLUSIVE GROWTH AND THE SOCIAL DEVELOPMENT : EMPIRICAL INVESTIGATION WITH THE ECM MODELS : MOROCCO'S CASE

Abstract : The problematic of inclusive growth revives the debate on economic policies against poverty and sustainable development in countries in development. In order to reduce poverty significantly, the rapid pace of growth is not only necessary; it must be sustainable in the long term and large scale in all sectors.

Poverty and growth have been much discussed and analyzed separately by policymakers in previous decades. As for the inclusive growth strategy, it is an integration of these two areas of analysis, which involves the relationship between the determining macro and micro economic growth.

This article examines the nature of the relationship between the macroeconomic environment and social development indicators, first using multiple regression method and, thereafter, autoregressive vector models, as proposed by Toda Yamamoto (1995) in order to determine the direction of causality between the main macroeconomic variables, taking as a case in Morocco in the period 1980–2011.

Furthermore, this study critically examines the paradigm of inclusive growth, exploring inclusive growth strategies implemented by the Moroccan policy makers. This review will determine whether these strategies are a myth or a reality through the identification and prioritization of specific constraints in Morocco, health and education expenditures and the promotion of the sustainable and inclusive growth agriculture and rural development.

Keywords : economic growth, poverty, inclusive growth, causality, VAR.

Introduction

L'approche de la croissance inclusive reprend les débats sur les politiques économiques de lutte contre la pauvreté, tout en assurant un développement durable dans les pays en développement. Dans la dernière décennie, les pays asiatiques, en particulier la Chine et l'Inde, ont maintenu une croissance économique rapide et durable [Ghosh 2010]. La croissance à deux chiffres de ces économies dragons, a surpris le monde avec une très forte augmentation dans le PIB et le revenu par habitant, d'une part et, un impact négatif persistant sur la répartition des revenus [Ali 2007], d'autre part.

Les concepts de pauvreté et de croissance ont été, séparément, largement discutés et analysés par les décideurs, avant et un peu après le Consensus de Washington. Les décideurs politiques ont été une fois de plus mis au défi de répondre, avec célérité, aux besoins de la population, par des politiques économiques et une croissance guidée par le marché. La stratégie de la croissance désirée doit non seulement favoriser le secteur privé, mais doit, également, protéger le segment vulnérable de la société.

Après les turbulences économiques qu'a connu le monde, la croissance économique au Maroc s'est stabilisée en moyenne autour de 4,35% entre 2009 et 2010. Sur

la base de plusieurs expériences des pays en développement, on peut conclure que les périodes de forte croissance sont des périodes de stabilité macro-économique, mais, généralement, qui ne s'accompagnent pas de réduction de la pauvreté¹.

De ce fait, nous examinons, de façon critique, les différents paradigmes de croissance proposés aux pays en développement par les pays développés ainsi que par ses organismes affiliés et les institutions financières. Pour cela les politiques économiques du consensus pré-Washington et du consensus des politiques de croissance pro-pauvres post-Washington ont été comparées. Cette comparaison nous permet de conclure à la faiblesse du paradigme de la croissance inclusive et de suggérer que la solution à ces faiblesses réside dans un réexamen des objectifs en faveur des pauvres du post consensus de Washington Post (PWC).

Les données de 1980 à 2011, issues de la base des données WDI, sont utilisées, pour observer l'existence ou non d'un trend de mécanisme de croissance pro pauvre. Un indice pour le développement social est élaboré. L'élaboration de cet indice prend en considération l'état de la santé, de l'éducation et de la gouvernance. Il nous permet d'examiner la mise en place d'un capital humain effectif, allant dans le sens d'une croissance inclusive pro-pauvres.

Dans cette étude nous appliquons le test de Wald modifié, proposé par Toda et Yamamoto (1995), sur un modèle VAR estimé par la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression). L'existence d'un lien de causalité unidirectionnelle de la croissance économique au développement social est examinée. Afin de tester l'hypothèse de la croissance inclusive allant vers un état de force de travail sain, efficace et hautement qualifié.

1. Revue de la littérature: Perspective historique

La fin des années 1950 et le début des années 1970 ont été une période où les théories de la croissance ont été dominées par les travaux de (Kuznets 1955) et (Solow 1956). Leurs modèles de croissance mirent en exergue l'existence d'une relation entre la croissance économique, les inégalités et la pauvreté. Ainsi, Kuznets a démontré que la relation entre l'inégalité des revenus et la croissance économique dans les pays pauvres obéissait à une forme en U. Ce qui indique que la croissance économique induit une augmentation des inégalités de revenus, suivie par une diminution de l'inégalité économique. Ceci n'est possible qu'à la condition que la croissance économique continue dans sa tendance haussière, et que cette forte croissance économique devait passer de l'agriculture vers le secteur industriel.

¹ Cette croissance était de 8,3% en 2001, de 7,1% en 2003, de 9,4% en 2006, de 6,7% en 2007 et de 6,3% en 2009.

Selon le cadre de la convergence, expliqué par le modèle de Solow, les économies en développement incorporent, en leur sein, une tendance à converger vers les économies développées, en maintenant des niveaux élevés de croissance, contraints par l'égalisation des rendements marginaux des facteurs de production entre pays développés et pays en développement, lorsque ces derniers progressent.

Par la suite, les gouvernements et les institutions financières internationales, en vertu de ce contexte de « grande poussée », proposèrent des politiques de développement des infrastructures et des projets des dépenses optimales dans les pays en développement. Les années 1970 et 1980 verront, cependant, le dépassement de ces modèles. Aucun de ces pays pauvres n'a convergé vers les pays développés. Par ailleurs, aucune augmentation de revenu ni de réduction des inégalités n'ont été réalisées dans ces économies pauvres.

Avec la théorie keynésienne, la montée du monétarisme et l'émergence de nouveaux économistes, la théorie du développement évolue vers les phénomènes dits de filet propre. En effet, les tenants des politiques de « liberté du marché » penchent vers une approche nouvelle de réduction de la pauvreté et une meilleure répartition des revenus, avec une forte argumentation, qui se base sur l'idée que l'échec vient de l'interventionnisme des gouvernements. Dans le cadre du consensus de Washington (WC), les politiques économiques, prescrites pour opérationnaliser la proposition de toucher les plus pauvres, sont dénommées « trickle down proposition ». Dani Roderick explique que les politiques du WC de « stabiliser, privatiser et libéraliser » est devenu l'approche de toute une génération de technocrates dans le monde en développement et des dirigeants politiques qu'ils conseillaient» [Roderick 2006].

En début des années 1990, les politiques économiques gouvernementales ont été extrêmement critiquées dans tous les domaines et, une fois encore, les institutions financières internationales ont à nouveau été assigné à élaborer de nouvelles politiques pour faire face au problème de la réduction des inégalités et de la pauvreté.

Les objectifs du Millénaire pour le développement (OMD) (U. N. 2011) marquent le tournant pour la mise en place d'un changement en ce qui concerne les politiques économiques de type du Consensus de Washington. De cette réflexion a émergé une nouvelle politique alternative pro-pauvre.

Cependant, la réalisation de ces objectifs du millénaire semble être difficile. D'où, on observe un autre échec apparent. Car l'ampleur de la tâche de la réalisation des Objectifs du Millénaire pour le développement (OMD) est de taille. Les régions qui abrite plus de 900 millions de pauvres comprenant plus de deux tiers de la population mondiale sont dans la pauvreté extrême (A.D.B. 2011, p. 16).

À la fin des années 1990, les débats sur la croissance et les inégalités ont tendance à se concentrer sur la notion de croissance pro-pauvre. La notion antérieure de réduction de la pauvreté et de redistribution comme un sous-produit de croissance et de stabilité macroéconomique a été disqualifiée. Le courant dominant admet qu' « au contraire, la pauvreté doit être abordée directement à travers un ensemble

d'outils dédiés au développement économique et de l'épanouissement sociale. Les institutions financières internationales ont également dû affronter le besoin de réduction de l'inégalité, parce qu'il induit une instabilité politique et économique et, dans les cas extrêmes, la violence politique et la guerre civile » (Saad-Filho 2010).

Deux différentes définitions de la croissance pro-pauvres, (Kakwani, Khandker et Fils 2004) et (Kakwani et Pernia 2000), (Baulch et McCulloch 2000), (Ravallion 2004) ; (Ravallion et Chen 2003), (Besley et Cord 2007) et (McKinley 2009), ont été présentées par Nanak Kakwani et Martin Ravallion.

Selon Kakwani « croissance pro-pauvre signifie que la pauvreté recule plus que ce qu'il aurait si tous les revenus avaient augmenté au même rythme » (Ravallion 2004, p. 2). Cette définition privilégie le concept d'amélioration de l'état de santé des pauvres. Elle préconise la croissance, qui peut promouvoir l'équité, de sorte que les critères de sélection des politiques économiques se basent sur cette notion. Selon cette définition, toute politique qui favorise l'équité est «pro-pauvres».

Par ailleurs, selon Ravallion « croissance pro-pauvres » est une croissance qui réduit la pauvreté » (Ravallion 2004, p. 2). Sa définition est en terme absolu, qui se concentre sur l'amélioration absolue du niveau de vie des pauvres, sans tenir compte de l'inégalité.

Dans ce cas, l'équité a une valeur instrumentale. C'est un type non pervers de la croissance (Saad-Filho 2010, p. 9). Donc, dans ce cas, l'équité sera appliquée si elle peut renforcer l'impact de l'économie politique qui lutte contre la pauvreté, comme dans le cas de la Chine où l'augmentation de la croissance tend à réduire la pauvreté pas l'inégalité.

Ces deux définitions, au fil du temps, semblent similaires. Elles ont tendance à parvenir à un accord visant à réduire la pauvreté au niveau minimum. Et pour ce faire, elles ont tendance à être d'accord sur le fait que la croissance soit plus rapide (ce qui implique des améliorations absolues) et sur une plus grande équité (ce qui implique des améliorations relatives). Par conséquent, ces deux objectifs devraient être des priorités (MacKinley 2009, p. 6).

D'autant plus que pour tous les gains de la croissance plus rapide, il peut y avoir une certaine perte en cas d'octroi d'une place plus importante à l'équité dans les politiques de croissance. Ce qui peut causer des tensions politiques et une perte d'efficacité économique. Ainsi, le passage de l'objectif de réduction de la pauvreté, à travers le principe de l'équité, a été déplacé vers le principe de la croissance comme conséquence logique de cette discussion.

Avec la disparition de l'équité de ces débats et la montée de définition de croissance pro-pauvres absolue, la Banque mondiale et la Commission sur la croissance et le développement (CGD) décrit la croissance et le développement social de la manière suivante : « la croissance n'est pas une fin en soi. Mais elle permet d'atteindre d'autres objectifs importants pour les individus et la société. Elle peut épargner à beaucoup de gens l'état de pauvreté et de marginalisation. Elle crée également les ressources nécessaires pour soutenir les soins de santé, l'éducation et les autres

objectifs du Millénaire pour le développement auxquels le monde s'est engagé. En bref, nous sommes d'avis que la croissance est une condition nécessaire mais non suffisante, du développement général, en élargissant le champs des personnes à devenir productif et créatif »².

Le rapport CGD 2008 explique, d'une part, la croissance en termes de pression de la concurrence et, d'autre part, réitère le rôle du gouvernement. Il cherche à répondre à la pression de la compétitivité. Le gouvernement devrait libérer les marchés de produits et éliminer les obstacles à l'entrée pour les entreprises plus productives. Étonnamment, ce rapport a indiqué que le gouvernement devrait intervenir dans le marché du travail, pour permettre la création rapide d'emplois et favoriser la mobilité des travailleurs au sein du marché du travail afin de combler les postes existants³. Les dépenses du secteur public pour le développement des infrastructures et la création de capital physique et humain pourraient booster l'investissement privé.

Le rapport de la Banque mondiale «Qu'est-ce que la croissance inclusive?» (Banque mondiale 2009) et le rapport CGD 2008 mentionnent différentes stratégies que les gouvernements devraient adopter, pour soutenir la croissance, sur la base de l'engagement de la Banque mondiale elle-même, à travers l'«approche de diagnostic de croissance».

2. Croissance inclusive: pour la réduction de la pauvreté et pour la croissance

À la fin des années 2000, la Banque mondiale et ses filiales ont appuyé le développement du paradigme de la croissance inclusive. Ce paradigme a émergé avec non seulement la convergence des débats sur la croissance pro-pauvres (différenciation entre la croissance pro-pauvres et inclusive, la première approche met l'accent sur le bien-être des pauvres, la seconde se concentre sur la population active, les pauvres et la classe moyenne dans le sens de la définition absolue de croissance pro-pauvres), mais aussi le développement de nouveau cadre (néo-classique) de la croissance par la Banque mondiale. Il met l'accent, aussi, sur l'importance de la croissance pour la réduction de la pauvreté, tout en expliquant que la réalisation de ces résultats n'est possible qu'avec des combinaisons de larges éventails de politiques, qui peuvent être sélectionnées à travers les «diagnostics de croissance» (Saad-Filho 2010, p. 13).

² The Commission of Growth and Development is an autonomous body of policy makers, businessmen and scholars supported by World Bank and other Multinational giants and Governments.

³ Commission of Growth and Development, "The Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development Report". Available at: cgd.s3.amazonaws.com/GrowthReportComplete.pdf [accès : 04/10/2011], p. 1.

La stratégie de croissance inclusive est une intégration de deux courants d'analyses à savoir la pauvreté et la croissance. Ce qui implique une relation entre la déterminante macro et micro économique de la croissance [Elena et Susanna 2009].

Le paradigme de la croissance inclusive peut être défini comme étant la réduction sensible de la pauvreté. Le rythme rapide de la croissance n'est pas seulement nécessaire, il doit être durable à long terme et à grande échelle dans tous les secteurs, avec l'inclusion de la population active du pays dans son ensemble (Elena et Susanna 2009, p. 1). Toutefois, « une croissance généralisée et inclusive ne signifie pas un retour à des politiques industrielles, parrainées par le gouvernement, mais met plutôt l'accent sur les politiques qui éliminent les obstacles à la croissance et qui créent des conditions égales pour l'investissement » (Elena et Susanna 2009, p. 2).

Le paradigme de la croissance inclusive a deux caractéristiques distinctes. La première est basée sur l'expérience de la croissance réussie des pays en développement, à travers le monde. La deuxième est non seulement identique au consensus post-Washington, mais aussi similaire à un modèle dirigé par le gouvernement pour le développement de la croissance, qui exige « l'investissement du secteur public dans les infrastructures et le capital physique et humain, y compris les routes, les ports, les aéroports, l'énergie, les télécommunications, la santé et l'éducation... pour les filles » (Saad-Filho 2010, p.12) particulièrement.

Des limitations, cependant, existent pour le paradigme de la croissance inclusive. Avec l'hypothèse que la croissance économique est le seul pilote de la réduction de la pauvreté, la croissance a intégré « le processus de destruction créatrice » (Schumpeter 1975). Ce qui peut générer la pauvreté. En outre, la croissance apporte avec elle-même la technologie, qui peut être altérée par la propriété et les droits d'utilisateur. Enfin, la transformation du marché du travail peut conduire au chômage et à l'augmentation de la pauvreté.

Si la croissance n'est pas durable et s'il y a une croissance insuffisante dans le PIB comme dans le cas du Maroc, celle-ci peut conduire à une diminution importante du bien-être de la population. Ce processus est, donc, en contradiction avec les exigences de la « définition absolue » de croissance favorable aux pauvres.

3. Methodologie et données

3.1. Données

L'étude examine les données de séries chronologiques du revenu par habitant. Un nouvel indice est conçu pour mesurer le développement social au Maroc au cours de la période de 1980–2011. Toutes les données sont obtenues de la base des données WDI de la Banque mondiale.

3.2. Les indicateurs

Historiquement, la croissance économique a été largement discutée en relation avec le (PIB) (Barro et Sala-i-Martin 2003, pp. 23–73). Cependant le revenu par habitant maintient l'efficacité du PIB, en tenant compte de l'impact de la population et sa croissance au fil du temps. Par ailleurs, le revenu par habitant en dollar américain actuel est un représentant approximatif de la vraie nature de l'économie, en tenant compte des tendances différentes de l'impact de changement exogène, au lieu d'une mesure en dollar US constant (2000) et ce indépendamment de toute tendance de l'économie. De ce fait, nous considérons le revenu par habitant en dollar américain actuel comme un proxy pour la croissance économique.

En outre, sur la base de la revue de la littérature (Szirmai 2005, pp. 141–248 ; Mazumdar 1996 ; Khan 1986), l'indice de développement social est conçu sur trois indicateurs principaux : la santé, l'éducation et la gouvernance, subdivisée en 21 variables.

3.3. Les variables

L'indicateur de santé : Il comprend les variables, Taux brut de natalité (pour 1000 personnes), le taux brut de mortalité (pour 1000 personnes), l'espérance de vie à la naissance (années), Taux de mortalité infantile (pour 1000 naissances vivantes), Taux de fécondité (naissances par femme) et de la Population par lit d'hôpital

L'indicateur d'éducation : Dans une société où la définition littérale de l'alphabétisation inclut d'être capable d'écrire son nom et de lire le journal, l'indicateur de l'éducation met l'accent sur l'éducation de niveau inférieur en incluant : le niveau du primaire, le stade d'inscription moyen, le niveau du secondaire des élèves et le nombre d'enseignants dans le primaire, le moyen et le secondaire, ainsi que le taux d'alphabétisation. Le ratio élèves / enseignant a été calculé par la division des élèves et des enseignants cumulatifs. Ce qui donne une estimation globale du cycle de l'enseignement, à l'exclusion de l'inscription et des professeurs d'université.

L'indicateur de gouvernance : Cet indicateur comprend différents modes de dépenses publiques, tout en mettant l'accent sur les besoins fondamentaux des personnes. Les dépenses publiques de santé, les dépenses de l'éducation et les dépenses militaires, en pourcentage du PIB, aident à la détermination des priorités publiques.

L'explication intuitive des variables expliquées ci-dessus définit une relation positive entre la croissance économique et la variable individuelle. Comme il peut être envisagé qu'une amélioration d'un indice de santé, grâce à une meilleure prestation de services de santé, peut être observée par le mouvement périodique des variables dans cet indice.

En examinant les données brutes, on remarque que le taux brut de natalité et le taux brut de mortalité sont en baisse au fil du temps. Ce qui signifie que le problème dominant de croissance élevée de la population peut éventuellement être contrôlé.

De même, l'augmentation de l'espérance de vie à la naissance, l'augmentation des lits d'hôpitaux, et la diminution de la mortalité infantile montrent, également, un secteur de santé amélioré. Mais ces variables peuvent individuellement ne pas tenir compte d'un impact significatif sur la croissance économique. Alors que l'amélioration de l'indice global de santé est censée augmenter le processus de la croissance économique au moyen d'un capital humain efficace (Ranis 2004).

Toutefois, cette généralisation exclut les dépenses militaires et de défense, vu qu'apparemment les dépenses de défense portent le coût d'opportunité des dépenses sur d'autres secteurs pro-pauvres. Ce type de dépense peut être considéré comme une dépense non-développement en raison de leur incapacité d'impacter directement la croissance économique. Par contre la partie de la croissance économique, due à l'amélioration de l'indice de la santé, peut être considérée comme une croissance pro-pauvre. Car elle améliore éventuellement l'efficacité du travail (Barro et Sala-i-Martin 2003).

En se basant sur les mêmes éléments, une explication pour le secteur de l'éducation peut être donnée. Une description intuitive de l'amélioration de l'indice de l'éducation conduit à un scénario d'amélioration de l'emploi en ayant une main-d'œuvre plus instruite et qualifiée. Ce qui fait, de nouveau, suite à la même modélisation de la théorie de la croissance endogène comme discuté plus haut.

Cependant, contrairement à l'indice santé, l'indice de l'éducation met l'accent sur d'autres facteurs de production. Ainsi, une main-d'œuvre hautement qualifiée, suite à la politique d'alphabétisation accrue, mène éventuellement non seulement à l'induction d'un capital physique efficace mais aussi à une transformation structurelle de l'économie à forte intensité de capital. Parallèlement à cela, l'indice de l'éducation amélioré va dans le sens d'un scénario entrepreneurial pour l'économie. D'où, le concept de convergence reste, encore, en vigueur si un indice d'éducation amélioré peut-être établi pour une économie en développement. Enfin, l'indice de la démographie traite à la fois de la dynamique de la population et les inductions et déductions directes sur le marché du travail efficace dans l'économie. L'inclinaison apparente dans les statistiques du chômage est alarmante pour les décideurs politiques. La dynamique de la courbe de Philips a été bouleversée dans les économies en développement comme le Maroc, où l'inflation et le chômage présentent une relation tendancielle positive (Dufour, Khalaf et Kichian 2005)⁴.

Indice du développement social : l'indice de développement social est construit en utilisant la technique statistique de réduction des données, appelée Analyse en Composantes Principales, appliquée sur l'ensemble des variables expliquées ci-dessus, pour extraire une combinaison de composantes principales, qui expliquent au moins 70% de la variation des données.

⁴ Economic Survey of Pakistan 2010–11. Chapter 7 and Chapter 12.

Il s'agit d'étudier un tableau individus ' Variables lorsque les variables sont quantitatives. Cela consiste, tout d'abord, à présenter une analyse exploratoire permettant de décrire les individus dans leurs multiples dimensions et de visualiser les relations entre les variables. Il s'agit, ensuite, d'étudier l'analyse en composantes principales ce qui permet de visualiser et d'obtenir une carte des individus en fonction de leurs proximités ainsi qu'une carte des variables en fonction de leurs corrélations.

3.4. Méthodologie

Cette étude examine la relation de cause à effet entre la croissance économique et le développement social, en étudiant les indicateurs sélectifs de la santé, de l'éducation et de la gouvernance. Les étapes clés comprennent la formulation de la forme fonctionnelle du modèle, basée sur les indicateurs présentés ci-dessus, suivie d'une régression linéaire multiple, expliquant l'impact de l'indicateur individuel sur la croissance économique. Cela contribue à la formulation des raisons de l'estimation de la relation de causalité entre les deux indices, sur la base de laquelle l'étude examinera l'ordre d'intégration des séries individuelles. Dans la dernière étape, nous testerons le vrai sens de la causalité, en appliquant le test de Wald modifié (MWALD), proposé par (Toda et Yamamoto 1995), sur le modèle autorégressif vectorielle (VAR) Modèle (Gujarati 2004).

4. Formulaire fonctionnel et régression linéaire multiple

Sur la base de ce qui précède, la forme fonctionnelle du modèle est conçue comme suit :

$$LPIBH_t = f(H_t, E_t, G_t) \quad (1)$$

Avec $LPIBH_t$ est le logarithme du PIB par habitant ; H représente l'indicateur de santé ; E est l'indicateur d'éducation ; G représente l'indicateur de gouvernance.

Le modèle à régression multiple est

$$LPIBH_t = \beta_1 + \beta_2 H_t + \beta_3 E_t + \beta_4 G_t + u_t \quad (2)$$

Où $\beta(2,3,4)$ expliquent le changement moyen du PIBH, causé par le changement moyen de la ième variable.

Le résultat de l'estimation

$$LPIBH = 7,16 + 0,31 * H + 0,43 * E + 0,36 * G \quad (3)$$

tstat (3,38) (3,71) (11,38) (5,17) $R^2 = 0,94$

L'estimation montre que le PIB par tête est positivement associé avec les 3 indicateurs. Les dépenses consacrées à la santé, à l'éducation et à la gouvernance sont certes associées positivement au PIB par tête sans pour autant être bien ciblées.

Le coefficient associé à la santé signifie que si les dépenses de santé augmentent de 1 dollar, l'effet moyen sur le PIB par tête n'est que de 0,31 dollar. Notre résultat est compatible à celui qui a été trouvé par (Easterly 1999), (Dollar 2001) et (Dollar et Kraay 2002) et (Pritchett et Summers 1996).

De même pour l'éducation, l'augmentation des dépenses de 1 dollar n'engendre qu'un impact de 0,43 dollar. Notre résultat est le même qui a été trouvé par (Bils et Klenow 2000).

Enfin, l'amélioration d'une unité de gouvernance n'impacte le PIB par tête que de 0,36.

Ces résultats montrent que, dans l'ensemble, les indicateurs impactent positivement le PIB par tête, mais d'une manière faible (inférieure à 0,5). Le test Statistique de student confirme la significativité des coefficients au seuil 5%. Le pouvoir explicatif de notre modèle est de 94%.

Il faut souligner, toutefois, la positivité du coefficient de l'indicateur de gouvernance, qui, à notre sens, est surprenant eu égard à la prise en considération récente de cette indicateur.

Cela étant, on ne peut pas conclure quant à la causalité entre l'amélioration des indicateurs sociaux et le PIB par tête. Ceci ne peut se faire qu'en estimant le modèle VAR ou VECM sur la base du modèle suivant :

$$LPIBH_t = f(ISD_t) \quad (4)$$

où ISD représente l'indice social de développement construit en résumant les 3 facteurs, par la méthode factorielle en composante principale.

La relation entre le développement social et la croissance économique est analysée sous quatre points de vues (Mazumdar 1996) ; (Newman et Thomson 1989) :

- Le développement social est le produit de la croissance économique.
- La croissance économique et le développement social sont indépendants.
- La croissance économique et le développement social sont interdépendants.
- Le développement social précède la croissance économique.

L'analyse empirique de la causalité entre la croissance économique et le développement social exige la mise en œuvre de techniques économétriques précises. Pour obtenir des estimations non fallacieuses des relations de causalité, il est nécessaire de recourir d'abord à un protocole de tests statistiques préliminaires qui imposent d'étudier la stationnarité des variables ainsi que la présence éventuelle d'une relation de cointégration. Ainsi la méthodologie économétrique que nous adoptons se réalise en cinq étapes. La première étape consiste en l'étude de la stationnarité des séries en vue de déterminer leurs ordres d'intégration. La deuxième étape teste

l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Les résultats de ces deux étapes permettront d'envisager dans la troisième étape la spécification du modèle empirique à partir duquel l'inférence causale sera réalisée. La quatrième étape consiste à l'étude de la stabilité du modèle. La cinquième étape procède aux tests de causalité. Pour atteindre cet objectif, nous avons adopté la méthodologie économétrique en suivant les étapes suivantes :

Test de racine unitaire

L'application du test d'ADF (Dukey Fuller Augmenté), (Dickey et Fuller 1979, 1981) nécessite au préalable de choisir le nombre de retard p à introduire de sorte à blanchir les résidus. La valeur p de retard est déterminée soit à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles, soit à l'aide de la statistique de Box-Pierce, soit à l'aide des critères d'Akaike (AIC) où de Schwartz (BIC) (Bourbonnais 2002).

Dans notre étude nous avons appliqué le test ADF et nous avons déterminé le nombre de retard à l'aide de la fonction des autocorrélations partielles en étudiant la significativité des coefficients des corrélations partielles. L'application de cette méthode, se basant sur l'étude de corrélogramme des différentes variables de l'équation (2), nous a permis d'obtenir le retard « un » pour toutes les variables.

Après avoir déterminé le retard pour chaque variable, nous avons adopté la stratégie séquentielle du test d'ADF pour étudier la stationnarité des variables de l'étude. Le tableau 1 résume notre application :

Tableau 1. Test de Dickey-Fuller augmenté

Variables	Nombre de retard	ADF	Ordre d'intégration
$LPIBH_t$	1	-0,25	I(1)
$\Delta LPIBH_t$	1	-5,77	I(0)
ISD_t	1	-1,11	I(1)
ΔISD_t	1	-1,74	I(0)

en comparant les valeurs calculées d'ADF (tableau 1) avec la valeur critique d'ADF pour un seuil de signification de 5%. Cette comparaison nous montre que l'hypothèse nulle de non stationnarité est acceptée pour les variables en niveau ($LPIBH_t$ et ISD_t), par contre on constate que l'hypothèse nulle est rejetée pour les mêmes variables en différences premières (tableau 1). Les séries ($LPIBH_t$ et ISD_t) sont alors intégrées d'ordre 1, vu que la différence première de chacune de ces variables est stationnaire I(0).

Test de cointégration

Une condition nécessaire de cointégration est qu'il faut que les séries soient intégrées de même ordre, sinon elles ne peuvent pas être cointégrées. Ce test ne sera approprié que si les variables dans la première étape sont intégrées du même ordre.

La cointégration signifie l'existence d'une ou plusieurs relations d'équilibre à long terme qui peut être combinée avec les dynamiques de court terme des séries. Dans ces conditions, on utilise un modèle à correction d'erreur.

Pour étudier l'existence d'une relation de long terme entre les variables du modèle, nous allons appliquer la méthode de deux étapes de Engle et Granger (1987).

La notion de cointégration postule que si deux variables X et Y sont intégrées d'ordre un ($I(1)$) et s'il existe une combinaison linéaire de ces variables, qui est stationnaire $I(0)$, alors on peut conclure que X et Y sont cointégrées d'ordre $(1,1)$.

Nous avons déjà montré que les séries sont non stationnaires et intégrées de même ordre. Il nous reste, alors, à tester si les résidus de cette combinaison linéaire sont stationnaires. Dans le cas échéant, les déviations par rapport à la valeur d'équilibre tendent à s'annuler dans le temps. Donc, cela signifie qu'une relation de long terme existe entre les variables.

Nous estimons, dans une première étape, la relation de long terme par les MCO :

$$\text{LPIBH}_t = 36,02 + 2,82\text{IDS}_t + \varepsilon_t$$

(51,76) (3,90) (5)

On déduit de l'estimation de la relation statique (1.5) la série des résidus. Il y a lieu de rappeler que :

- si les résidus sont non stationnaires, la relation estimée de long terme (1.5) est une régression fallacieuse ;
- si les résidus sont stationnaires, la relation estimée de long terme (1.5) est une relation de cointégration.

Pour tester la stationnarité des résidus, nous utilisons les valeurs critiques tabulées de Engle et Yoo (1987) dans l'application du test ADF. Les résultats issus de cette application sur les résidus de la relation statique entre le PIB réel par habitant et l'indice de développement social sont résumés dans le tableau 2 :

Tableau 2. Test ADF de résidus

Variables	Valeur calculée	Valeur critique (10%)	p-value	Retard
Résidus LPIBréel	-1,72	-1,61	0,08	1

De ce tableau, on peut observer que la statistique ADF estimée (-1,72) est inférieure à la valeur tabulée de Engle et Yoo, au seuil de 10% (-1,61). Cela nous permet de rejeter l'hypothèse de non stationnarité de résidu. D'où les résidus de la relation statique entre le PIB réel par habitant et l'indice de développement social sont stationnaires. Par conséquent, les variables PIB réel par habitant et l'indice de développement social sont cointégrées. Compte tenu de ce résultat, il devient alors possible d'estimer le modèle à correction d'erreur.

Estimation du modèle ECM

Ayant confirmé la présence d'une relation de co-intégration entre les variables, il peut être intéressant d'analyser les résultats détaillés de la relation de long terme. Dans le tableau 3, ci-dessous, les résultats de l'estimation du modèle de long terme sont présentés.

Tableau 3. Estimation de la relation de long terme

Variable	Coefficient	Ecart-type	p-value
La constante (c)	36,02	0,72	0,0005
l'indice de développement social (ISD)	2,82	0,69	0,00
R ²	0,33		
F-Statistic	15,23		
Durbin Watson	0,77		
Prob(F-Statistic)	0,00		

Source : construction des auteurs à partir des résultats de Eviews

L'examen des résultats ci-dessus nous montre que l'influence de la variable explicative utilisée, telle que dans la relation de long terme sur l'évolution du PIB réel, est bien significative. Par ailleurs, la valeur de R² (0,33) confirme que la variable explicative a effectivement une influence sur la variable expliquée.

D'où, l'estimation de la relation de cointégration montre qu'une augmentation d'une unité de l'indice de développement social implique une augmentation de 2,82 de la croissance économique. La relation positive que nous avons trouvée entre la croissance économique et le développement social est compatible à celui qui a été trouvé par Newman et Thomson (1989).

Estimation dynamique de court terme

L'étude de la relation de court terme, par le biais d'ECM, nous permet d'analyser d'une part la vitesse de convergence du PIB réel vers son niveau d'équilibre de long terme, d'une part, et la contribution de l'indice de développement social à la dynamique de court terme, d'autre part.

Pour cela, nous testons la signification des paramètres de l'équation de court terme suivante :

$$\Delta LPIBH_t = \phi z_{t-1} + \sum_{i=0}^p a_i \Delta IDS_{t-i} + \varepsilon_t$$

Avec :

$$Z_{t-1} = LPIBH_{t-1} - (36,02 + 2,82IDS_{t-1})$$

Où Z_{t-1} représente le résidu de la relation de cointégration et ϕ le terme de correction d'erreur (la force de rappel ou terme d'ajustement).

En modélisant le PIB réel par habitant en fonction des résidus de la période précédente, du PIB réel retardé d'une période et de l'IDS actuelle, nous obtenons le modèle ECM de l'équation de notre modèle, par l'approche de Granger, ci-après :

$$\Delta LPIBH_t = -0,26 - 0,44e_{t-1} + 0,04\Delta LPIBH_{t-1} + 5,25\Delta IDS + \varepsilon_t$$

L'examen de cette équation, nous permet de constater que le coefficient associé à la force de rappel est négatif (0,44) et significativement différent de zéro au seuil statistique de 10% (son *t* de student est supérieur à la valeur tabulée).

De ces résultats nous pouvons conclure qu'il existe un mécanisme à correction d'erreur, qui indique la convergence des trajectoires de la série de la croissance économique vers la cible de long terme. Ainsi, le choc sur la croissance se corrige à 44% par effet de feed-back.

L'équation du PIB, ci-dessus, montre que l'effet à court terme de l'indice de développement social est positif. Cela peut s'interpréter par le fait qu'une relation de causalité existe aussi bien à long terme qu'à court terme.

Le calcul de la durée de la convergence peut se faire par la formule suivante :

$$(1 - \delta) = (1 - |\varphi|)^T$$

T, φ et δ sont, respectivement, le nombre d'années, le coefficient de correction d'erreur et le pourcentage de chocs.

Cette durée de convergence est calculée par l'inverse du coefficient de la force de rappel. De ce calcul on peut conclure qu'un choc constaté au cours d'une année donnée est entièrement résorbé au bout de 2 ans et 2 mois et demi.

A partir du tableau ECM en utilisant l'approche de Granger, ci-dessous, nous constatons que tous les coefficients des variables qui expliquent la croissance économique ne sont pas significatifs. Cela nous permet de dire qu'il n'existe pas une relation de court terme entre l'activité économique et l'indice de développement social à court terme.

Test de stabilité de modèle

Pour tester la stabilité des coefficients (égalité entre les coefficients), nous utilisons le test de Chow. Ce test ne peut être mis en pratique qu'après avoir déterminé les sous périodes.

Pour cela, on subdivise la période étudiée en deux sous périodes égales :

La première sous période de 1980 à 1995, d'où on a $T_1 = 16$ observations

La deuxième sous période de 1996 à 2011, avec $T_2 = 16$ observations.

Nous rappelons que ce test se base sur la statistique suivante :

$$\text{Chow} = \frac{\text{RSS} - \text{RSS}_1}{\text{RSS}} \frac{T_1 + T_2 - 2K}{2} \rightarrow F(K, T_1 + T_2 - 2K)$$

RSS est la somme des carrés résiduels pour toutes les observations (40 observations), RSS_1 est la somme des carrés résiduels pour la première sous période et K le nombre de variables.

Sous l'hypothèse H_0 d'égalité des coefficients contre H_1 l'instabilité des coefficients, l'application de ce test, nous donne le résultat suivant :

$$\text{Chow}^c = 17,84 < F^t(1,30) = 250$$

Compte tenu de ce test de Chow, nous pouvons conclure que les coefficients sont stables.

Pour confirmer que cette relation est globalement stable, plusieurs tests peuvent être utilisés : les tests de résidus récurrents, CUSUM carrés et de CUSUM. Dans notre cas d'espèce, nous utilisons ce dernier test.

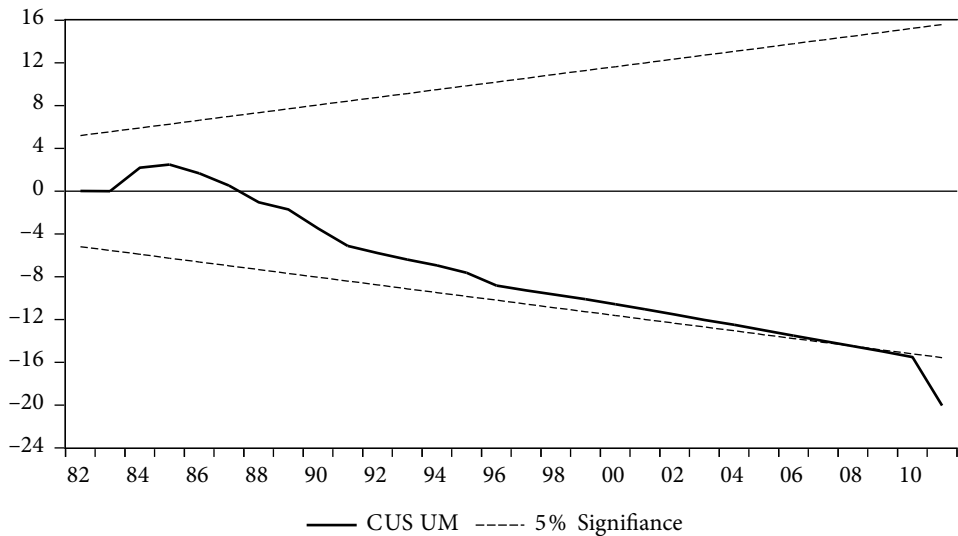


Figure 1. Test de CUSUM appliqué aux coefficients du modèle

Nous observons sur la figure 1 que le CUSUM est à l'intérieur du corridor. Ce test nous permet de dire que la relation est stable.

Le pouvoir explicatif dans notre modèle est de 33 %, cela nous permet d'observer que l'indice de développement social explique assez bien le PIB par tête durant la période d'étude.

Test de causalité au sens de Granger

Dans ce paragraphe, nous allons voir si l'activité économique cause l'indice de développement social ou l'indice de développement social cause l'activité économique

où il ya une relation de feed-back entre les deux ? Pour répondre à cette question, nous allons appliquer le test de causalité de Granger. Le principe de causalité est comme suit :

On dira X cause Y si la prévision fondée sur la connaissance des passés conjoints de X et de Y est meilleur que la prévision fondé sur la seul connaissance de Y .

Nous appliquons les tests de non causalité qui se reposent sur la statistique de maximum de vraisemblance :

$$\xi = TC_{X \rightarrow Y} \quad (6)$$

Où T et $C_{X \rightarrow Y}$ représente respectivement le nombre d'observations et la mesure de causalité.

Sous l'hypothèse nulle de non causalité l'expression (1.6) suit une loi de Khi deux à $\tau(T - \tau)p$ degré de liberté où τ est le nombre de contrainte imposées. La règle de décision est la suivante :

- Si $\xi < \chi^2_{(\tau(T-\tau)p)}$, on accepte l'hypothèse nulle d'absence de causalité,
- Si $\xi > \chi^2_{(\tau(T-\tau)p)}$, on rejette l'hypothèse nulle d'absence de causalité.

Le résultat de l'application de test de causalité de Granger se résume dans le tableau 4 :

Tableau 4. Test de causalité de Granger

L'hypothèse nulle	F statistique	P_Value
L'activité économique ne cause pas l'indice de développement social	1,27	0,02
L'indice de développement social ne cause pas l'activité économique	1,39	0,03

D'après le tableau 4, on voit que la probabilité de la statistique F correspond à « l'activité économique ne cause pas l'indice de développement social » est égale à $0,02 < 0,05$: on accepte alors H_1 , l'activité économique cause l'indice de développement social.

La probabilité F correspond à « l'indice de développement social ne cause pas l'activité économique » est égale à $0,03 < 0,05$: on accepte alors H_1 , l'indice de développement social cause l'activité économique.

Le test de causalité au sens de Toda et Yamamoto

Dans le cas de séries intégrées d'ordre 1 et cointégrées, le test de non causalité au sens de Granger n'est pas approprié, comme a été précisé par (Toda et Phillips 1993) et (Gujarati 1995). Ainsi, de nombreux auteurs ont tenté d'améliorer la puissance du test de non-causalité de Granger par la construction de procédures alternatives (Johansen et Juselius 1990); (Mosconi et Giannini 1992); (Toda et Phillips 1993).

Mais ces procédures ne sont pas simples (Rambaldi et Doran 1996); (Shan et Sun 1998); (Huang 2005). La procédure de Toda et Yamamoto (1995) cependant est plus simple et donne des résultats probants.

Toda et Yamamoto utilisent un test de Wald modifié pour tester des restrictions sur les paramètres d'un modèle VAR d'ordre p . La statistique de ce test suit asymptotiquement une loi de Khi-deux à p degrés de libertés quand un VAR d'ordre $p + d_{\max}$ est estimé (d_{\max} est l'ordre maximal d'intégration des séries du système). La procédure se fait en deux étapes : dans une première étape, on détermine le degré d'intégration des séries et l'ordre p du VAR. Dans une seconde étape, on estime un VAR d'ordre $p + d_{\max}$ et on teste la causalité au sens de Granger en menant un test de Wald sur les p premiers coefficients.

Le modèle VAR au sens de Wolde-Rufael (2008) est utilisé, où la méthode d'estimation est la méthode SUR. Les tests de retard (AIC et BIC)⁵ donnent un retard de 3 pour chaque variable. Le modèle s'écrit sous la forme suivante :

$$\begin{aligned}\Delta LPIBH_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^3 \alpha_i \Delta LPIBH_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_i \Delta ISD_{t-i} + \varepsilon_{1t} \\ \Delta ISD_t &= \gamma_0 + \sum_{i=1}^3 \gamma_i \Delta LPIBH_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \delta_i \Delta ISD_{t-i} + \varepsilon_{2t}\end{aligned}\quad (7)$$

Les modèles autorégressifs autorisent les variables explicatives à intervenir avec un décalage temporel, cela permet de capter l'idée que le développement social affecte la croissance économique avec un certain retard. L'estimation de l'équation (1.7) est comme suit :

$$\begin{aligned}\Delta LPIBH_t &= +0,06 + 0,122\Delta LPIBH_{t-1} + 0,019\Delta LPIBH_{t-2} - \\ &\quad - 0,097\Delta LPIBH_{t-3} - 0,068\Delta ISD_{t-1} + 0,048\Delta ISD_{t-1} + \\ &\quad + 0,072\Delta ISD_{t-3} \\ \Delta ISD_t &= -0,155 + 0,184\Delta LPIBH_{t-1} - 0,056\Delta LPIBH_{t-1} + \\ &\quad + 0,236\Delta LPIBH_{t-1} - 0,089\Delta ISD_{t-1} + 0,107\Delta ISD_{t-2} + \\ &\quad + 0,163\Delta ISD_{t-3}\end{aligned}\quad (8)$$

Après l'estimation, nous avons procédé à un test de causalité de Granger en se basant sur le test de Khi-deux pour voir s'il existe une relation bidirectionnel entre la croissance économique (PIB par tête) et le développement social (ISD), ce test peut être résumé dans le tableau 5 :

⁵ AIC : Akaike information criterion, BIC : Bayesian information criterion.

Tableau 5. Test de causalité au sens de Toda et Yamamoto

AR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Dependent variable: $\Delta LPIBH_t$			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
ΔISD_t	0,82	3	0,84
All	0,82	3	0,84
Dependent variable: ΔISD_t			
Excluded	Chi-sq	Df	Prob.
$\Delta LPIBH_t$	0,936614	3	0,83
All	0,84	3	0,83

Le test de Khi-deux montre qu'il y a causalité dans les deux sens. Ce qui signifie qu'une amélioration de la croissance a un impact sur les indicateurs sociaux. Cela implique, par ailleurs, que des améliorations des indicateurs sociaux impactent la croissance économique.

Conclusion

L'objet de notre article est d'étudier l'influence du développement social sur la croissance économique au Maroc durant la période 1980 à 2011 et de déterminer la relation causale entre le développement social et l'activité économique.

Pour réaliser l'étude, nous avons utilisé un modèle ECM : étude de la stationnarité, la cointégration et estimation de modèle ECM, la robustesse de modèle et enfin la causalité. Le test de stationnarité a révélé que toutes les variables ne sont pas stationnaires en niveau et ont dû être différenciées pour être stationnaires. Mais, elles sont toutes significatives, le modèle est lui aussi globalement significatif et stable.

L'application empirique nous permet de constater que tous les coefficients de l'équation statique de notre modèle sont significatifs au seuil 5%. Les signes des coefficients obtenus correspondent à la théorie économique. L'estimation montre que le PIB par tête est positivement associé avec les 3 indicateurs :

- La variable santé (H) possède un signe positif (le signe attendu est positif) et il est significatif. Cela nous permet de dire que la santé en long terme a des effets positifs sur la croissance économique. Notre résultat est compatible à celui qui a été trouvé par (Easterly 1999), (Dollar 2001) et (Dollar et Kraay 2002) et (Pritchett et Summers 1996).
- L'éducation (E), a une influence positive sur la croissance économique et le test de student confirme la significativité du coefficient au seuil 5%. un niveau significatif. Notre résultat est le même qui a été trouvé par (Bils et Klenow 2000).

- La gouvernance (G) a une influence positive sur la croissance économique, ce qui reflète une relation directe entre la croissance économique et la gouvernance. Le test Statistique de student confirme la significativité du coefficient au seuil 5%.

Nous avons trouvé une relation positive entre la croissance économique et l'indice de développement social. Le signe attendu est positif. Notre résultat est compatible à celui qui a été trouvé par (Newman et Thomson 1989).

Le Maroc espère être une économie émergente. Pour se faire, la croissance inclusive exige des améliorations dans les capacités économiques, surtout pour les ménages. Les politiques doivent aller dans le sens de l'amélioration des indicateurs sociaux, qui sont positifs, certes, mais avec une ampleur faible. Le modèle ECM et les tests de causalité attestent que l'amélioration des indicateurs sociaux produit plus de croissance.

La positivité du coefficient est certes positive. Mais ce dernier reste faible. Ils sont encourageants et, en même temps, surprenant pour les raisons précitées.

Ainsi, une perspective intuitive est de revoir l'objet des dépenses publiques et d'aller dans le sens de favoriser un mécanisme compatible à la croissance pro-pauvres, en investissant plus dans deux secteurs clés de l'économie : la santé et l'éducation. Les réformes liées à la gouvernance, les politiques et les institutions publiques, qui s'occupent de l'économie, doivent être traitées systématiquement.

Bibliographie

- A.D.B., (2011), *Asian Development Bank Annual Report 2010*, vol. 1, Available at: http://www.adb.org/documents/reports/annual_report/2010/adb-ar2010-v1.pdf, pp. 16, [accès: 13.10.2011].
- Ali, I., (2007), *Inequality and the Imperative for Inclusive Growth in Asia*. Asian Development Review, vol. 24(2), pp. 1-16, © Asian Development Bank. <http://hdl.handle.net/11540/1700>. License: CC BY 3.0 IGO.
- Barro, R.J., Sala-i-Martin, X., (2003), *Economic Growth*, Cambridge: MIT Press, pp. 23-73, 2nd Edition, Chapter-I, http://www.un.org/esa/desa/papers/2010/wp92_2010.pdf.
- Baulch, B., McCulloch, N., (2000), *Simulating the Impact of Policy upon Chronic and Transitory Poverty in Rural Pakistan*, *Econometrics*, (43), EconWPA, DOI/10.1080/00220380008422656.
- Besley, T., Cord, L., (2006), *Delivering on the Promise of Pro-poor Growth: Insights and Lessons from Country Experiences*, Basingstoke: Palgrave Macmillan Commission of Growth and Development, The Growth Report: Strategies for Sustained Growth and Inclusive Development Report, Available at: cgd.s3.amazonaws.com/GrowthReportComplete.pdf, pg. 1 DOI/10.1596/978-0-8213-6515-1 [accès: 4.10.2011].
- Bils, M., Klenow, P., (2000), *Does Schooling Cause Growth?*, *The American Economic Review*.
- Bourbonnais, R., (2002), *Econométrie : cours et exercices corrigés*, 4e éd, Dunod.

- Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1979), *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, Journal of the American Statistical Association, DOI/10.1080/01621459.1979.10482531.
- Dickey, D.A., Fuller, W.A., (1981), *Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root*, *Econometrica*, <http://dx.doi.org/10.2307/1912517>.
- Dollar, D., (2001), *Is globalization Good for Your Health?*, Bulletin of the World Health Organization, vol. 79.
- Dollar, D., Kraay, A., (2002), *Growth is Good for the Poor*, Journal of Economic Growth, vol. 7.
- Dufour, J., Khalaf, L., Kichian, M., (2005), *Inflation Dynamics and the New Keynesian Phillips Curve: An Identification Robust Econometric Analysis*, Bank of Canada Working Paper 2005-27, DOI/10.1016/j.jedc.2005.08.013.
- Easterly, W., (1999), *Life during Growth*, Journal of Economic Growth, vol. 4, <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-2110>.
- Elena, I., Susanna, L., (2009), *What is Inclusive Growth?*, available at: <http://siteresources.worldbank.org/INTDEBTDEPT/Resources/468980-1218567884549/WhatIsInclusiveGrowth20081230.pdf>, DOI/10.1596/1813-9450-4851 [accès: 4.10.2011].
- Engle, R.F., Granger, C.W., (1987), *Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing*, *Econometrica*, DOI/10.2307/1913236 DOI./10.2307/1913236.
- Engle, R.F., Yoo, S., (1987), *Forecasting and Testing in Cointegrated Systems*, Journal of Econometrics, DOI/10.1016/0304-4076(87)90085-6.
- Ghosh, J. (2010), *Poverty Reduction in China and India: Policy Implications of Recent Trend*, DESA Working Paper, no. 92, http://www.un.org/esa/desa/papers/2010/wp92_2010.pdf.
- Gujarati, D., (1995), *Basic Econometrics*, 3^{ème} ed., McGraw-Hill, New York.
- Gujarati, D.N., (2004), *Basic Econometrics*, 4th ed., chapter 21-22, McGraw Hill, New York, pp. 792-868, <http://www.hse.ru/data/2011/04/26/1210823708/Gujarati%20D.N.%20Basic%20Econometrics,%203e,%201995.pdf>.
- Huang, J.-T., (2005), *Labor Force Participation and Juvenile Delinquency in Taiwan a Time Series Analysis*, Journal of Family and Economic, DOI/10.1007/s10834-006-9053-4.
- Johansen, S., Juselius, K., (1990), *Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, DOI/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x.
- Kakwani, N., Pernia, E., (2000), *What is Pro-poor growth?*, Asian Development Review, 18(1), file:///C:/Users/User/Downloads/KAKWANI%20%20PERNIA%20(2000)%20What%20is%20pro%20poor%20growth.pdf.
- Kakwani, N., Shahid, K., Hyun, H.S., (2004), *Pro-Poor Growth: Concepts and Measurements with Country Case Studies*, Working Paper #1 of the International Poverty Centre, Brasilia, <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper1.pdf>.
- Khan, H., (1986), *Socio Economic Development of ASEAN: An International Perspective* (Chapter-2), Singapore: Chopman Publisher, pp 13-28, <http://www.ipc-undp.org/pub/IPCWorkingPaper1.pdf>.
- Kuznet, (1955), *Economic Growth and Income Inequality*, The American Economic Review, vol. XLV.
- Manly, B.F.J., (2005). *Multivariate Statistical Methods: A Primer*, 3, Chapter 6, Chapman and Hall/CRC, New York, pp. 75-90, DOI/10.1201/9781420034929.ax1.

- Mazumdar, K., (1996), *An Analysis of Causal Flow between Social Development and Economic Growth: The Social Development Index*, American Journal of Economics and Sociology, vol. 55(3), pp.361–383, DOI/10.1111/j.1536–7150.1996.tb02323.x.
- McKinely, T., (2009), *Revisiting the Dynamics of Growth, Inequality and Povertyreduction*, Centre for Development Policy and Research, SOAS, Discussion Paper, no. 25/90, DOI/10.1057/9780230250635.
- Mosconi, R., Giannini, C., (1992), *Non-Causality in Cointegrated Systems: Representation Estimation and Testing*, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468–0084.1992.tb00009.x>.
- Newman, B., Thomson, R., (1989), *Economic Growth and Social Development: A Longitudinal Analysis of Causal Priority*, World Development, vol. 17, no. 4 DOI/10.1016/0305–750x(89)90255–6.
- Pritchett, L., Summers, L., (1996), *Wealthier is Healthier*, The Journal of Human Resources, vol. 31, no. 4, DOI/10.2307/146149.
- Rambaldi, A.N., Dora, H.E., (1996), *Testing for Granger Non-Causality in Cointegrated Systems Made Easy*, Working Paper in Econometrics and Applied Statistics, ISSN 0 157–0188, ISBN 1 86389 352 0.
- Ranis, G., (2004), *Human Development and Economic Growth*, Centre Discussion Paper no. 887, USA: Yale University, Rd Edition, DOI:10.1016/S0305–750X(99)00131-X.
- Ravallion, M., (2004), *Pro-Poor Growth: A Primer*, Development Research Group: World Bank, DOI/10.1596/1813–9450–3242.
- Ravallion, M., Chen, S., (2003), *Measuring Pro-Poor Growth*, Economic Letters, vol. 78, pp. 93–99, DOI/10.1016/s0165–1765(02)00205–7.
- Roderick, D., (2006), *Good Bye Washington Consensus, Hello Washington Confusion?*, Cambridge, Harvard University Press, DOI/10.1257/jel.44.4.973.
- Saad-Filho, A., (2010), *Growth, Poverty and Inequality: From Washington Consensus to Inclusive Growth*, DESA Working Paper, no. 100, pp. 8–14, http://www.adb.org/documents/reports/annual_report/2010/adb-ar2010-v1.pdf, pp. 16 [accès: 13.10.2011].
- Schumpeter, J.A., (1975), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Schumpeter, chapter VIII, NY: Harper and Row Pub, ISBN: 978–0–415–10762–4 eBook ISBN: 978–0–203–20205–0.
- Shan, J., Sun, F., (1998), *Domestic Saving and Foreign Investment in Australia: a Granger Causality Test*, International Economic Journal, DOI/10.1080/10168739800080030.
- Solow, R.M., (1956), *A Contribution to the Theory of Economic Growth*, The Quarterly Journal of Economic.
- Szirmai, A., (2005), *The Dynamics of Socio-Economic Development: An Introduction*, Chapter 5–7, UK, Cambridge University Press, pp. 141–248, DOI/10.1017/cbo9780511817342.
- Toda, H.Y., Phillips, P.C.B., (1993), *Vector Autoregression and Causality: A Theoretical Overview and Simulation Study*, Econometric Reviews, vol. 13, DOI/10.2307/2951647.
- Toda, H.Y., Yamamoto, T., (1995), *Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Process*, Journal of Econometrics, vol. 66, pp. 225–250, DOI/10.1016/0304–4076(94)01616–8.
- U.N., (2011), *Millennium Development Goals Report-2011*, available at: http://www.un.org/millenniumgoals/11_MDG%20Report_EN.pdf [accès: 17.10.2011].

Wolde-Rufael, Y., (2008), *Energy Consumption and Economic Growth: the Experience of African Countries Revisited*, Energy Economics, vol. 31, pp. 217–224, DOI:10.1016/j.eneco.2008.11.005.

World Bank, (2009), What is inclusive growth, site resources [Worldbank.org/what is inclusive Growth](http://Worldbank.org/what-is-inclusive-growth) 20081230.