

Équilibres multiples et poids de l'histoire: quelle responsabilité pour la politique économique?

Fabienne Bonetto*

Résumé: En formalisant une dynamique à effets de seuil, les modèles à équilibres multiples enrichissent le paradigme de la croissance endogène ; l'objectif de cet article est de montrer qu'ils renforcent également la responsabilité de la politique économique. En effet, dès lors que les conditions initiales sélectionnent l'équilibre de long terme, l'histoire de la politique publique d'investissement (au sens large) devient déterminante. Par ailleurs, l'intervention publique peut permettre la sortie de la trappe de pauvreté. Sur la période 1970-1995, nous testons l'hypothèse d'effets de seuil en liaison avec le niveau initial du stock de capital (au sens large) développé par l'État. Nos résultats empiriques suggèrent un rôle pour la politique publique dans la différenciation des régimes de convergence de sorte que la relation entre la croissance et la politique économique n'est pas nécessairement linéaire.

Mots-clés: Historicisme, Piège de pauvreté, Investissements publics (Equipements physiques, Education, Recherche, Infrastructures), Seuils publics de convergence, Etudes empiriques.

JEL: C1, H5, O2

Introduction

L'émergence du concept de croissance endogène a renouvelé la théorie néoclassique de la croissance. A la différence de la représentation exogène standard (Solow [1956]), les modèles de croissance endogène (*MCE*) défendent la pluralité des facteurs de croissance qui regroupent communément les capitaux *physique* (Romer [1986]), *technologique* (Romer [1990]), *humain* (Lucas [1988]) et *infrastructural* (Barro [1990] ; Barro, Sala-i-Martin [1992]). Par ailleurs, les *MCE* ne sont pas caractérisés par une formalisation homogène ; en adjoignant à la dynamique de croissance des phénomènes de rupture, les modèles à équilibres multiples en sont illustratifs. Pour autant, leur apport ne se restreint pas à une prouesse formelle: l'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres implique que « l'histoire » peut expliquer la dynamique économique, un résultat qui contraste avec la vision a-historique du modèle de Solow. A ce titre, les caractéristiques de l'économie sont plus que jamais au cœur des raisonnements. Tenter de parvenir

*Université de Nice-Sophia Antipolis. CEMAFI:bonetto@unice.fr. Received: 14 March 2007.

à une compréhension du processus de croissance exige alors de convenir de sa complexité.

Cette complexification annonce le décloisonnement de la théorie de la croissance de l'économie du développement (Ros [2001]) ; plus important encore, elle s'accompagne d'une amplification du rôle de la politique économique par un renforcement de la responsabilité de l'État. Cette considération articule le plan de l'article. La deuxième section rappelle que les modèles à équilibres multiples intègrent des effets de seuil par la formalisation de non-linéarités au sein des trajectoires accessibles à long terme. La section trois insiste sur l'importance de l'histoire des investissements publics de par sa participation à la sélection de l'équilibre de long terme ; elle souligne, par ailleurs, que l'intervention publique peut permettre le développement économique. La quatrième section a un contenu empirique ; elle teste l'hypothèse d'un effet de seuil, en matière de croissance, en liaison avec le niveau initial du capital (au sens large) développé par l'État. La section cinq, enfin, se propose de conclure.

1. Les modèles de croissance à équilibres multiples ou l'emprise du « passe »

Les modèles à équilibres multiples consolident le courant de la croissance endogène par une relativisation de l'apport des modèles fondateurs. Le cadre néoclassique renonce alors à des liaisons monotones entre les variables par l'introduction d'effets de seuil dans le processus d'accroissement du revenu ; au sein d'un cadre unifié, plusieurs configurations sont possibles. Des modèles attribuent ainsi aux conditions initiales le rôle de décider du choix de l'équilibre. Les politiques publiques menées par le passé acquièrent ici une responsabilité.

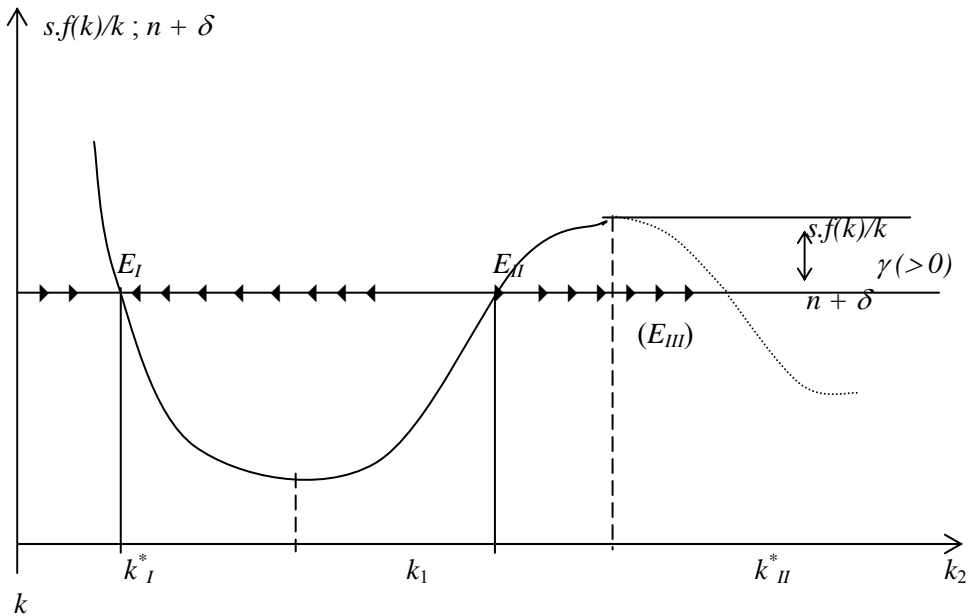
1.1 La formalisation du résultat de non-développement

L'irrégularité des sentiers de croissance contrarie nombre de *MCE* (et le modèle de Solow) qui délivrent le résultat d'un équilibre (ou d'une trajectoire d'équilibre) unique et stable, et d'une intervention uniforme du facteur de croissance (quel qu'il soit) le long du sentier. Ce constat témoigne, au demeurant, de la complexité de la dynamique de la répartition des revenus par tête (Quah [1995, 1996]). S'agissant des pays en développement (*PED*), le processus de rattrapage concernerait un nombre réduit de pays (Ben-David [1998]) ; des pays demeurent pauvres, sans compter les cas d'appauvrissement (Pritchett [1997], World Bank [2006]). Pour ces derniers, la teneur rassurante du modèle de Solow n'est guère appropriée ; le résultat d'un taux de croissance endogène positif est également contrarié. D'autant plus que cette inégalité face au développement s'observe pour des économies assez comparables.

L'apport des modèles à équilibres multiples est, à cet égard, identifiable à partir d'une représentation graphique qui reproduit, au sein d'un plan unique

(Barro, Sala-i-Martin [1995]), la dynamique du modèle de Solow dans sa version de base (sans progrès technique) et celle du modèle AK à un secteur (Rebelo [1991]). Étant donné une fonction de production $y = f(k)$ et une équation d'accumulation du stock de capital par tête ($\dot{k} = s.f(k) - (n + \delta)k$ où s est le taux d'épargne, n le taux de croissance de la population active et δ le taux de déclassement du capital ; tant que $s.f(k)/k > (n + \delta)$, k s'accroît), il est supposé une variabilité de l'élasticité relative au capital en fonction du stock de capital (graphique 1).

Graphique 1. *Dynamique économique et trappe de pauvreté*



Pour des niveaux faibles de capital par tête (inférieurs à k_1), la dynamique du modèle de Solow est vérifiée ; la fonction de production exhibe des rendements décroissants et la courbe $s.f(k)/k$, représentant l'évolution du produit moyen du capital [$f(k)/k$], est décroissante. Pour des niveaux intermédiaires de k ($k_1 < k < k_2$), les rendements sont croissants, dénotant un phénomène d'apprentissage par la pratique (Romer [1986]), et la courbe $s.f(k)/k$ est croissante ; les rendements finissent par être constants pour des niveaux élevés de k (supérieurs à k_2)¹.

¹Lorsque k est élevé, la fonction de production peut manifester de nouveau des rendements décroissants ; dans ce cas, la courbe $s.f(k)/k$ n'est plus horizontale mais décroissante (courbe en trait pointillé).

Le graphique 1 révèle l'existence d'un équilibre stable (E_I), auquel est associée une valeur faible d'état régulier – un niveau k^* bas (k_I^*) – et se résumant à un taux de croissance nul. Ce point stationnaire représente une trappe de pauvreté ; il coexiste avec une trajectoire de croissance de long terme à taux positif et constant, fonction des paramètres structurels. Ces deux issues sont délimitées par un second point stationnaire (E_{II}), auquel correspond une valeur moyenne d'état régulier (k_{II}^*) ; cet équilibre est instable et représente un seuil critique. Si l'économie débute avec une intensité capitalistique très faible (inférieure à k_I^*), elle converge vers l'issue d'une croissance nulle à long terme ; ce résultat demeure si l'économie présente initialement une valeur k faible ($k_{II}^* > k > k_I^*$). Dès lors, les pays dont le stock de capital de départ se situe entre la valeur zéro et la valeur k_{II}^* (en deçà de la valeur critique), ne peuvent éviter le piège du sous-développement ; ils convergent vers l'équilibre stable (E_I). Si, à l'inverse, l'économie présente une intensité capitalistique initiale moyenne, telle que $k > k_{II}^*$, elle converge vers le taux de croissance de long terme positif ; pour un niveau élevé de stock de capital (supérieur à k_2), les rendements sont constant et l'économie connaît une telle trajectoire². Pour les pays dont le niveau initial du stock de capital par tête est situé au-delà du niveau critique (associé au point E_{II}), le sentier de croissance endogène à taux constant est donc accessible, les externalités étant suffisantes pour accéder à une telle configuration.

A l'exemple de d'Autume et Michel (1993) qui optent pour une formulation non linéaire de l'effet externe, cette dynamique s'inscrit dans un regard critique du modèle de Romer (1986), au sein duquel l'externalité présente une élasticité constante quel que soit le niveau de développement atteint par l'économie. Dans le même esprit, Azariadis et Drazen (1990) intègrent un effet de seuil dans le modèle de Lucas (1988) de sorte que l'influence du capital humain sur la croissance n'est pas illustrée au travers d'une relation uniforme. Becker (1990) propose un modèle au sein duquel le taux de rendement de l'investissement éducatif dépend du niveau du stock de capital humain ; il sera relativement faible si la dotation en capital humain apparaît insuffisante. En référence à la situation de certains PED, ces considérations évoquent la critique formulée à l'encontre des MCE quant au caractère illusoire de la formulation des externalités (Stern [1991], Laffargue [1993]) : l'expression de ces dernières ne saurait se dispenser d'une quantité importante, ou tout au moins minimale, de capital (quel qu'il soit). Dans le graphique 1, la solution avec croissance endogène n'est justement identifiée qu'à partir d'une certaine taille du stock de capital de sorte que les MCE avec équilibres multiples constituent le creuset d'une réponse.

²Si les rendements décroissants réapparaissent, l'économie converge vers un équilibre stable (E_{III}) auquel correspond un niveau k^* élevé. Ce point stationnaire présente la limite standard d'une croissance par tête nulle.

1.2 Un rôle pour les conditions initiales : la détermination de l'équilibre atteint

Les modèles à équilibres multiples consolident la remise en cause du modèle de Solow en contestant l'identité du taux de croissance de long terme à travers les économies ; ils rejettent l'unicité de l'équilibre de la représentation standard au sein de laquelle la présence d'une alternative (croissance positive *versus* croissance nulle) relève seulement d'une comparaison des modèles (avec ou sans progrès technique), de sorte que le contexte est identique : une seule trajectoire d'équilibre est possible pour l'économie. Le résultat de la coexistence d'un équilibre « bas » et d'un équilibre « haut » (Berthélemy, Varoudakis [1994]) exprime dès lors son intérêt : l'économie peut (*a priori*) se stabiliser sur différents équilibres de sorte que l'issue finale de deux économies peut se différencier. Les modèles avec équilibres multiples confortent donc la conclusion des *MCE* usuels d'une diversité des taux de croissance de long terme (diversité au sein de laquelle l'équilibre à croissance nulle est désormais admis). La question essentielle devient celle des déterminants de la dynamique économique. A ce sujet, nombre de *MCE* à équilibres multiples invoquent la situation initiale (le niveau initial du stock de capital au sens large) de sorte que l'histoire de l'économie conditionne la situation atteinte à long terme. La dynamique du graphique 1 en constitue une illustration : la trajectoire suivie, et *in fine* l'équilibre de long terme, sont fonctions du niveau initial d'intensité capitalistique.

Ces modèles contrarient ainsi la dynamique du modèle Solow quant à la convergence de l'économie vers un point stationnaire unique systématiquement atteint (quelle que soit la situation initiale) ; ils perturbent également le résultat d'un accès instantané, indépendamment de la position initiale, à une trajectoire de croissance d'équilibre d'un *MCE* comme le modèle *AK*. Cette dépendance du sentier à l'égard de la position initiale est une forme « forte » d'hystérésis qui dépasse le « simple » phénomène de persistance : le « retard » constitue désormais un désavantage absolu, si la « pauvreté » de l'économie est telle qu'elle ne profite pas des effets externes à l'origine de la croissance. Autant dire que le processus de divergence internationale (en niveau) est symptomatique.

De par l'existence d'une taille critique du capital, les *MCE* avec équilibres multiples raniment des propositions plus anciennes qui relèvent l'obstacle de l'insuffisance du stock de capital (au sens large) dans le décollage économique des pays en développement (Rosenstein-Rodan [1943] ; Nurkse [1953] ; Rostow [1960]). Par ailleurs, sous l'hypothèse (forte) d'une similitude dans les paramètres structurels à travers les pays, ils contestent le résultat d'un processus de rattrapage (l'atteinte du même état régulier quelle que soit la condition initiale des économies) ; en opposition avec le modèle de Solow, des économies qui se différencient de par leur situation initiale peuvent ne pas converger sous quelque forme que ce soit. De plus, à la différence d'un *MCE* usuel où un écart dans les dotations initiales reflèterait un écart dans les niveaux de revenu (entretenu par

une identité des taux), une disparité dans les conditions initiales peut désormais inférer un différentiel de taux. La configuration d'une multiplicité d'équilibres autorise donc la conclusion d'une divergence en taux et en niveau. Un tel résultat est d'autant plus important qu'il s'applique aussi bien à des économies initialement très dissemblables qu'à des économies assez semblables, c'est-à-dire à peine différentes initialement pour se situer respectivement (cas de deux économies) de part et d'autre du seuil critique (le point E_{II} dans le graphique 1) ; des économies proches à un moment donné (à l'exemple de niveaux de capital humain comparables) peuvent donc suivre ultérieurement des trajectoires de croissance profondément divergentes, en dépit de caractéristiques préférentielles similaires.

A cet effet, d'une part, la théorie de la croissance est davantage en mesure de se confronter à la réalité de l'ampleur de l'inégalité des taux de croissance entre pays qui se ressemblent ; elle acquiert une plus grande capacité explicative face au fait que certains *PED* manifestent un développement rapide, pendant que d'autres s'enlisent dans le sous-développement. D'autre part, elle peut expliquer l'existence de clubs de convergence en taux, certaines économies convergeant vers l'équilibre « haut » alors que d'autres atteignent l'équilibre « bas ». Contrairement au modèle de Solow, le résultat selon lequel certains pays convergent vers le même taux de croissance de long terme est également possible. Les modèles à équilibres multiples admettent une différenciation dans les régimes de convergence : il peut exister des régimes de croissance différents (optique *inter-clubs*), chaque régime caractérisant un groupe de pays qui présentent les mêmes propriétés de croissance à long terme (optique *intra-clubs*).

Par ailleurs, si la trajectoire suivie est caractéristique de l'histoire de l'économie, l'histoire de la politique économique – un élément constitutif de l'ensemble des événements passés – joue un rôle dans la détermination de la nature de l'équilibre atteint : par l'histoire de ses décisions, l'Etat acquiert une responsabilité dans l'atteinte (ou non) du seuil critique. Dans cet esprit, Herrera (1996) développe un modèle où le taux de croissance de long terme dépend positivement du stock initial de capital humain, lequel traduit le poids des choix éducatifs passés effectués par l'Etat. Chez Rieber (1997), le capital infrastructurel est au cœur de la dynamique à équilibres multiples ; la trajectoire de croissance de long terme est conditionnée par la dotation initiale en infrastructures. La trappe de pauvreté exprime que le décollage économique requiert un développement suffisant des infrastructures (Justman [1995]) ; en référence au seuil critique, des économies comparables peuvent atteindre un équilibre dissemblable, en dépit d'un comportement public (en matière d'investissement) identique. Par ailleurs, la prise en compte des phénomènes d'encombrement fait apparaître une trappe à congestion qui accroît le nombre des trajectoires possibles (croissance faible et infrastructures saturées *versus* croissance forte et infrastructures adéquates), un élément rappelant que l'état d'une infrastructure est aussi important que son

existence (Word Bank [1994]) et non négligeable au regard de la diversité en taux au sein des pays développés.

2. L'opportunité de l'intervention publique : le développement

L'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres véhicule un pessimisme qui contraste avec l'optimisme du modèle de Solow : le « retard » est loin d'être un avantage ; désormais, la « pauvreté » peut empêcher de croître. Pour autant, les pièges de pauvreté ne sont pas inéluctables : l'intervention publique peut autoriser la sortie de la trappe de pauvreté. A ce sujet, il convient de rester circonspect face à des préceptes universalistes (valables en tous lieux et en tout temps) : l'efficacité de l'intervention publique est conditionnelle.

2.1 L'inéluctabilité (a priori) du piège de pauvreté

Dans bon nombre de modèles à équilibres multiples, l'irréversibilité qui est en cause est profonde : le passé de l'économie a une emprise quant au choix de l'équilibre atteint. *A contrario* du modèle standard ou du modèle AK au sein desquels le rythme de croissance de long terme est indépendant des conditions initiales, le « coût » du passé peut être élevé si celui-ci évoque un investissement faible en capital (au sens large) ou des événements préjudiciables à la capacité productive (guerre, épidémie).

Pour les pays les plus pauvres – ceux dont le niveau initial du stock de capital (au sens large) est inférieur à celui associé au seuil critique –, le choix qui s'impose est donc préoccupant : la seule trajectoire accessible est celle qui conduit l'économie vers l'équilibre sans croissance. L'économie est prisonnière de la pauvreté. Se profile un cercle vicieux de la pauvreté qui assimile le sous-développement économique à un état qui se reproduit *via* un enchaînement inévitable d'insuffisances. Ce mécanisme contraste avec le cercle vertueux de la richesse : le niveau élevé de la dotation initiale en capital autorise la croissance, une situation permettant de dégager des ressources pour l'investissement.

Autant constater, comme l'évoquait Kaldor (1957), l'existence d'une causalité circulaire entre le stock de capital et la croissance ; la présence d'une causalité inverse (de la croissance vers l'accroissement du stock de capital) n'est donc pas incompatible avec le principe d'un processus de croissance résultant des externalités du capital (au sens large). A partir de tests de causalité à la Granger, Rieber (1997) étaye l'existence d'une causalité à deux sens entre les infrastructures publiques et la croissance pour des pays de l'OCDE, de sorte que l'hypothèse d'une causalité inverse ne remet pas en cause la contribution positive du capital infrastructurel à la croissance et l'hypothèse d'exogénéité du stock de capital public (Aschauer [1989]). Dessus et Herrera (1996), quant à eux, sou-

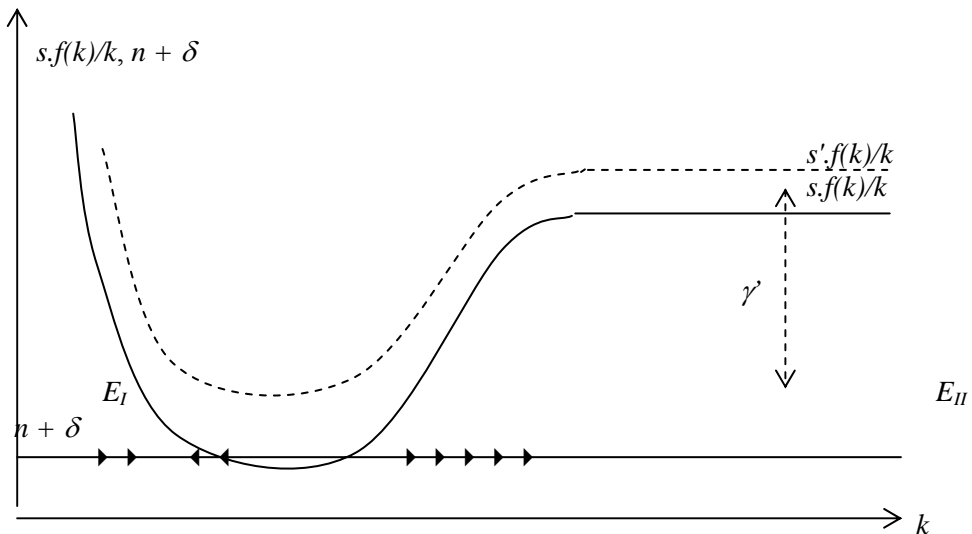
tiennent l'hypothèse d'une causalité bidirectionnelle entre le stock de capital public et le *PIB* pour un échantillon de *PED*.

Cette causalité réciproque traduit un processus cumulatif qui avertit de l'inéluctabilité, dans certains cas, de la divergence en niveau (celle-ci peut refléter un appauvrissement absolu, *i.e.* sans compter l'enrichissement des « riches »). Si les conditions initiales déterminent la trajectoire suivie, le concept d'hystérésis renferme un tel corollaire ; la dépendance du sentier suggère que les situations se perpétuent pour des raisons liées à l'histoire des économies. En tout état de cause, cette causalité circulaire peut incarner une auto-reproduction des situations.

2.2 Stratégie publique et développement : les conditions d'une liaison efficace

Avec les modèles à équilibres multiples, le pessimisme menaçant l'évolution de la situation économique des *PED* atteint, dans certains cas, son paroxysme. Pour autant, l'équilibre bas n'est pas une configuration irrévocable. En liaison avec le graphique 1, le graphique 2 illustre l'incidence d'une hausse publique du taux d'épargne – l'Etat subventionne l'épargne ou entreprend lui-même des investissements (d'Autume, Michel [1993]) – sur la trajectoire de croissance.

Graphique 2. *Trappe de pauvreté et hausse publique du taux d'épargne (cas A)*



D'après le graphique 2 (cas A), la prise en compte d'une politique gouvernementale qui accroît le taux d'épargne (le passage du taux s au taux s' avec $s' > s$) équivaut à considérer un déplacement vers le haut de la courbe $s.f(k)/k$.

L'élévation du taux d'épargne implique que la nouvelle courbe $[s' \cdot f(k)/k]$ est désormais située, dans sa totalité, au-dessus de la droite $(n + \delta)$. Autrement dit, les points stationnaires E_I et E_{II} cessent d'exister et seule subsiste la dynamique économique de type AK qui assure une évolution satisfaisante quelle que soit la situation initiale de l'économie. Dès lors, pour un niveau faible de k , l'économie se dirige progressivement vers le sentier de croissance endogène ; l'augmentation du taux d'investissement permet donc à une économie initialement captive du piège du sous-développement de quitter la trappe de pauvreté³.

S'engager dans la voie du développement est donc une entreprise possible qui exige un effort financier important, *quasi* insupportable pour le niveau de développement de la plupart des pays pauvres : rompre le cercle vicieux de la pauvreté légitime l'intervention publique. La politique économique est donc justifiée même si elle implique des sacrifices ou une taxation (Azariadis, Drazen [1990]). L'efficacité de la politique publique est d'autant plus valorisée que celle-ci n'a pas besoin d'être permanente (ce qui accroît sa soutenabilité) ; le taux d'épargne élevé (s') est conservé durant une période suffisante pour que k dépasse la valeur k_{II}^* (graphique 1) de sorte que le retour éventuel au taux d'épargne initial (s) est perpétré après le passage du point critique E_{II} (graphique 2).

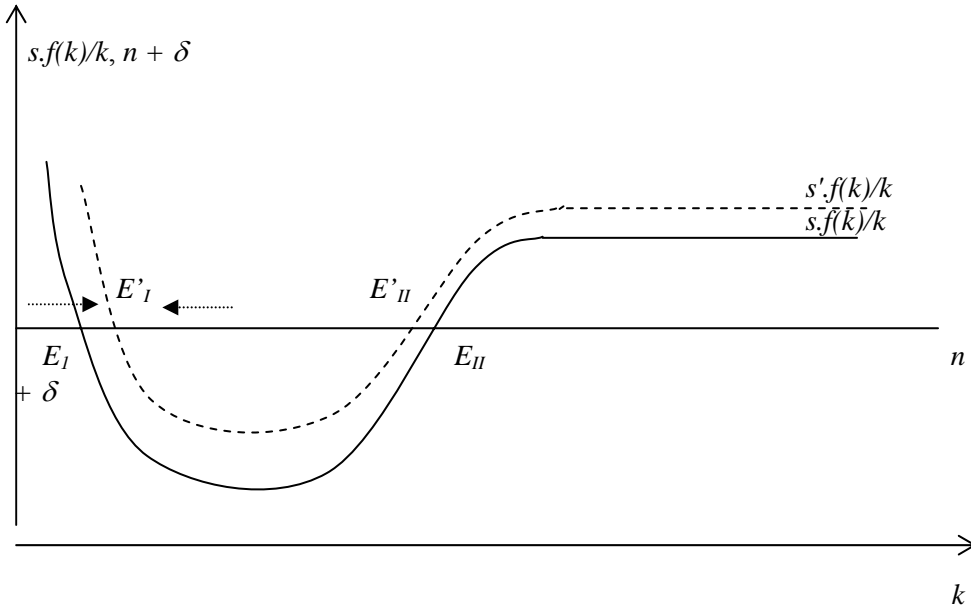
Au total, l'État apparaît comme le responsable effectif du développement économique, les potentialités de développement futur étant conditionnées par les décisions publiques présentes en matière d'accumulation. Concernant l'expérience de croissance forte de certains pays asiatiques, et l'interprétation de la réduction de leur écart par rapport aux pays développées, Stiglitz (1996) souligne l'implication de l'État, précisément au regard de l'accroissement du taux d'investissement public (au sens large). Dans ces pays, à l'exemple du cas A , celui-ci aurait permis le franchissement de l'obstacle du seuil critique ; de par son concours à la hausse du taux d'investissement, il aurait autorisé le décollage économique. Évoquant le succès du développement économique du Japon et de la Corée, et l'efficacité de la stratégie de développement mise en place, Hurwicz (1995) soutient précisément que cette dernière a impliqué un degré significatif d'intervention publique.

Dès lors, les *PED* qui ont augmenté (augmenteraient) leur taux d'épargne (au sens large), grâce à une impulsion étatique, devraient connaître une réussite analogue. Force est de constater que tel n'est pas toujours le cas. Faut-il en conclure que la proposition d'un remède public au sous-développement est illusoire et que, somme toute, l'expérience asiatique n'est pas reproductible en ces termes ? L'évidence empirique suggère plutôt que

³Pour une économie située sur le sentier de croissance endogène, la variation de (s) provoque une hausse permanente du taux de croissance ($\gamma \rightarrow \gamma'$) ; ce résultat, contraire au modèle de Solow, conforte la conclusion d'un *MCE* usuel d'un impact durable de la politique économique sur la croissance.

l'efficacité d'une stratégie publique de développement est réelle mais non systématique (graphique 3).

Graphique 3. *Trappe de pauvreté et hausse publique du taux d'épargne (cas B)*



En référence au graphique 3, et étant donné une économie piégée dans la trappe de pauvreté en début de période, le déplacement de la courbe $s.f(k)/k$ (consécutif à l'accroissement de s) est tel que la courbe en pointillés $[s'.f(k)/k]$ croise toujours la droite $(n+\delta)$ en un bas niveau de k . La hausse publique de s induit un déplacement de l'équilibre E_I vers la droite, soit un nouvel état régulier auquel est associé un niveau de revenu relativement plus élevé (la quantité k'^*_I relative à E'_I est supérieure à k^*_I , celle correspondante à E_I). Dans le cas B, la prise en compte d'une promotion publique du taux d'investissement ne modifie pas les enseignements du graphique 1 : l'économie perdure à converger vers un équilibre stable sans croissance (E'_I). A l'inverse du cas A, l'intervention publique n'a pas permis la sortie du piège de pauvreté ; le succès de la politique économique, comme son échec, est possible. L'amplification du rôle de l'Etat dans un contexte d'équilibres multiples est donc conditionnelle.

A cet égard, la hausse publique du taux d'épargne est une condition nécessaire mais non suffisante : l'efficacité de la stratégie publique réclame une augmentation significative du taux d'investissement. En ce sens, elle est tributaire d'un critère quantitatif qui exige un accroissement des dépenses publiques en faveur des facteurs de croissance endogène et qui avise de l'inefficacité po-

tentielle d'une politique de « saupoudrage ». Par ailleurs, l'ampleur de la hausse du taux d'investissement est tributaire de la position initiale de l'économie. Dès lors, l'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres témoigne de l'importance des conditions initiales quant au choix de la politique économique.

En ce sens, le phénomène d'hystérésis touche aussi l'intervention publique : la situation initiale de l'économie conditionne la réussite de la politique gouvernementale. En effet, dès lors que le stock initial de capital, par exemple humain, de l'économie reflète la politique publique menée par le passé, l'efficacité de la politique éducative présente sera tributaire de l'histoire des dépenses publiques : la réussite de la politique économique est auto-conditionnée. Autrement dit, un effort public à l'égard de l'investissement (au sens large) pourra apparaître insignifiant (stérile) si la dotation en capital (au sens large) est faible ou inexistante. Les caractéristiques économiques des nations sont ainsi d'une importance cruciale ; elles expliquent qu'une même stratégie publique peut avoir des conséquences différentes à travers les pays.

3. Tests de seuils de convergence et regimes de croissance : une application empirique relative a la politique économique

L'hypothèse d'un seuil critique autorise l'existence de clubs de convergence vers des trajectoires de croissance différentes et contredit ainsi les présupposés qui sous-tendent les spécifications économétriques usuelles (Chatterji [1992]). La méthodologie ici retenue repose sur deux critères de décision (Berthélemy, Varoudakis [1995]) ; la détection des points de rupture procède de tests de stabilité structurelle et la sélection de la rupture optimale relève d'un critère de maximum de vraisemblance. Cette procédure repose sur un critère de classement des pays de l'échantillon qui correspond à la variable-seuil choisie. L'originalité de notre analyse est d'adopter un critère relatif à la politique économique, de sorte qu'elle teste l'hypothèse d'un effet de seuil relatif au niveau initial de la dotation en capital (au sens large) développée par l'Etat – un niveau supposé traduire l'histoire des investissements publics dans les facteurs de croissance. A la lumière de la distinction de Romer (1993), l'analyse est effectuée pour deux types de biens capitaux : le capital «objet» (physico-infrastructurel) et le capital «connaissance» (techno-éducatif).

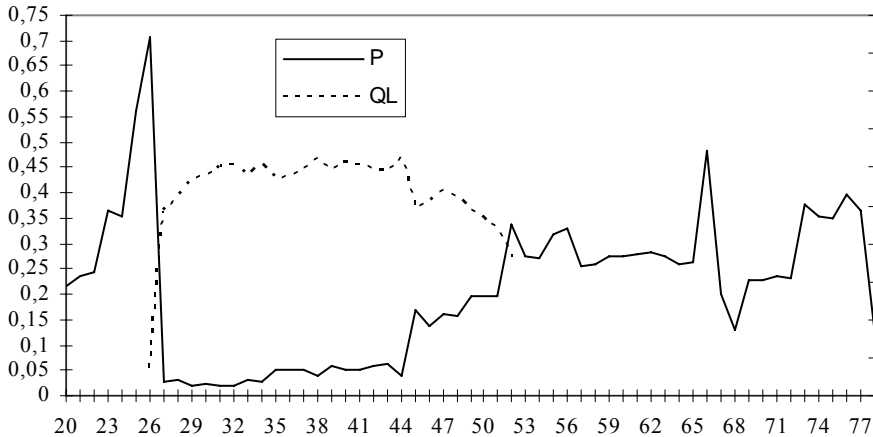
3.1 Capacité physico-infrastructurelle d'origine publique : identification de points de rupture

En correspondance avec la procédure de Berthélemy et Varoudakis (1995), le point de départ est une équation de convergence conditionnelle spécifiée en coupe sur la période 1970-1995 :

En présence d'équilibres multiples, cette estimation est néanmoins insatisfaisante : la relation (I) n'est plus stable sur l'ensemble de l'échantillon. L'hypothèse d'une relation linéaire entre la variable (g_{PI}) et le taux de croissance est donc contestable ; à un niveau donné du stock de capital d'origine publique peut correspondre un taux de croissance d'équilibre différent (selon la nature de l'équilibre vers lequel l'économie converge). L'élément gouvernant la sélection de la situation à long terme est la position initiale de l'économie par rapport au seuil critique (associé à l'équilibre instable) ; nous définissons ce seuil à partir d'un critère public. Nous proposons donc de tester l'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres en liaison avec le niveau initial de développement public du capital physico-infrastructurel contre l'hypothèse (H0) de convergence des économies.

Afin de tester la stabilité des coefficients de (Ia) sur des groupes de pays avec un niveau initial du stock de capital physico-infrastructurel (d'origine publique) dissemblable, l'échantillon a été trié par ordre décroissant selon g_{PI} ($i, 1970$) [indicateur I]. Nous avons opéré, en premier lieu, des tests de Chow successifs, en avançant à chaque fois d'une observation le point de rupture de l'échantillon. Le graphique 4 illustre les probabilités de rejeter par erreur l'hypothèse nulle de stabilité des coefficients.

Graphique 4. Tests de stabilité et sélection des points de rupture : échantillon trié selon g_{PI} (indicateur I)



La courbe en trait plein représente la probabilité (P) de rejet erroné de l'hypothèse H0 d'égalité des coefficients sur les échantillons définis par les différents points de rupture. Plusieurs points sont probables. A un seuil de significativité de 5%, l'hypothèse nulle est refusée sur une plage d'observations comprises entre la 27^{ième} et la 34^{ième} ; ce résultat est également observé pour les 38^{ième} et 44^{ième} observations de l'échantillon. Les données suggèrent donc la présence de points de rupture en liaison avec $g_{PI}(i, 1970)$ – le niveau initial du stock de capi-

tal physico-infrastructurel de source publique –, confortant une vision du processus de convergence basée sur l'existence d'une multiplicité d'équilibres.

Nous avons ensuite localisé les points de rupture optimaux afin de construire un arbre de décomposition optimale de l'échantillon (endogénéisation de la sélection des clubs). La méthode consiste à choisir le nombre des points de rupture de façon exogène puis à déterminer leur localisation selon un critère de maximum de vraisemblance (Durlauf, Johnson [1992]) ; elle présente la limite de poser *a priori* le nombre de seuils (Jean-Pierre[1997]). Nous supposons la présence d'un seul point de rupture par rapport à $g_{PI}(i, 1970)$; pour chaque point de rupture, et notant par $\hat{\sigma}_j^2$ la somme des carrés des résidus (*SCR*) de la régression (*Ia*) estimée sur les deux sous-échantillons ($j = 1$ et $j = 2$) définis par le point de rupture, la quasi-log vraisemblance des données est spécifiée par $QL = -\sum_{j=1}^2 n_j \ln(\hat{\sigma}_j^2)$, n_j désignant la taille de chaque sous-échantillon. La

quantité *QL* a été calculée pour tous les points (et pour les points de leur entourage) où l'hypothèse de stabilité structurelle a été rejetée. Les résultats obtenus sont représentés par la courbe en pointillés (graphique 4). Entendu que le point de rupture retenu correspond à celui qui maximise *QL*, la rupture optimale est localisée à la 44^{ième} observation pour laquelle $g_{PI}(i, 1970) = 3.52\%$. Nous relevons ainsi l'existence d'un seuil et la présence de deux régimes de convergence qui évoquent l'alternative « équilibre haut *versus* équilibre bas ».

L'arbre de décomposition de l'échantillon ($N = 84$) se résume ainsi : un groupe *NA* comporte 43 pays avec un niveau de $g_{PI}(1970)$ supérieur à 3.52% (pays à niveau initial de développement public du capital « élevé ») ; un groupe *NB* comprend 41 pays avec $g_{PI}(1970) \leq 3.52\%$ (pays à niveau initial de développement public du capital « faible »). Au travers du tableau 1, nous tentons de caractériser les régimes de croissance.

Tableau 1. Caractérisation des régimes de croissance : variable « seuil » $g_{PI}(1970)$ (*indicateur I*)

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Équation 1</i>	<i>Équation 2</i>
a_0	1.553 (2.715)	0.788 (1.045)
$\ln y_{1970}$	-0.467 (-7.299)	
$(\ln y_{1970}) * VIA$		-0.546 (-6.680)
$(\ln y_{1970}) * VIB$		-0.376 (-4.339)
$\ln(n + a + \delta)$	-0.411 (-4.838)	-0.384 (-4.472)
$\ln(s_k)$	0.994 (7.007)	0.997 (7.091)
VIA	0.229 (2.002)	1.579 (1.783)
$(\ln g_{PI} 1970) * VIA$	0.164 (2.067)	0.297 (1.585)

$(\ln g_{PI\ 1970}) * VIB$	0.078 (0.499)	0.044 (0.274)
R^2 ajusté	0.52	0.53

Notes : variable dépendante = $\ln (Y/L)_{1995} - \ln (Y/L)_{1970}$; (...) = statistiques *t* de Student ; N = 84 ; VIA = 1 si $g_{PI\ (1970)} > 3.52\%$, 0 sinon; VIB = 1 – VIA.

L'équation 1 est l'estimation d'un modèle de convergence conditionnelle standard augmenté d'une variable indicatrice relative au club d'appartenance (afin de tenir compte de la différenciation entre les pays quant au niveau initial de la variable g_{PI}). Cette variable (VIA) spécifie si le pays présente un niveau « élevé » quant à g_{PI} en début de période, donc si le pays appartient au groupe de pays où $g_{PI\ (1970)} > 3.52\%$ (NA). Les résultats indiquent un coefficient statistiquement positif (au seuil de 5%) de sorte que ce critère de segmentation paraît discriminant quant à l'examen du taux de croissance, et qu'il semble avantageux de détenir initialement un niveau de g_{PI} « élevé »⁷ ; pour les pays du groupe B, l'insuffisance relative du niveau de g_{PI} en 1970 (« *object gap* » Romer [1993]) pourrait constituer un facteur de freinage de la croissance. Pour les variables standards, les coefficients sont significatifs et du signe attendu. Cette équation est enrichie par l'introduction de la variable g_{PI} , son influence étant différenciée par groupe de pays ; le coefficient associé à $(\ln g_{PI\ (1970)} * VIA)$ apparaît statistiquement positif au seuil de 5%, le coefficient relatif à $(\ln g_{PI\ (1970)} * VIB)$ étant non significatif (les autres coefficients ne sont pas apparus très différents de ceux reportés). Ce résultat peut confirmer la présomption qu'un niveau suffisamment « élevé » de g_{PI} en 1970 (tel pour le groupe A) serait profitable à la croissance ultérieure.

La particularité de l'équation 2 est d'introduire un paramètre de convergence spécifique à chacun des groupes ($\ln y_{1970} * VIA$ et $\ln y_{1970} * VIB$). Le coefficient associé à $(\ln y_{1970} * VIA)$ est (en valeur absolue) supérieur à celui relatif à $(\ln y_{1970} * VIB)$, ces coefficients étant significatifs au seuil de 1% ; la vitesse de convergence du groupe A est donc plus élevée que celle associée au groupe B⁸. Ce résultat peut indiquer que ces groupes sont caractérisés par deux régimes de convergence différents ; les pays disposant initialement d'un niveau « élevé » de g_{PI} connaîtraient un processus de convergence rapide les uns vers les autres, alors que les pays du groupe B présenteraient un processus de convergence relativement plus modéré, la croissance pouvant être ralentie ou bloquée par la « faiblesse » du niveau initial de g_{PI} . En complétant l'équation 2 de la variable g_{PI} à partir d'une différenciation de son effet par groupe, le coefficient associé à $(\ln g_{PI\ (1970)} * VIA)$ apparaît non significatif (ou seulement significatif au seuil de 15%) et celui relatif à $(\ln g_{PI\ (1970)} * VIB)$ demeure non significatif. Pour les pays

⁷En moyenne, le groupe A présente un taux de croissance supérieur à celui du groupe B (de 0.23 points de %).

⁸Elle est plus faible que celle obtenue à partir d'une indifférenciation du paramètre selon le groupe.

du groupe *B*, la variable $\ln g_{PI(1970)}$ ne présente aucun rôle significatif de sorte que pour un niveau initial « faible » de g_{PI} , il semble peu important que ce niveau soit très « faible » ou peu « faible » ; concernant les pays du groupe *A*, le niveau initial de g_{PI} serait suffisamment important pour que cette variable constitue un facteur explicatif empiriquement plus pertinent.

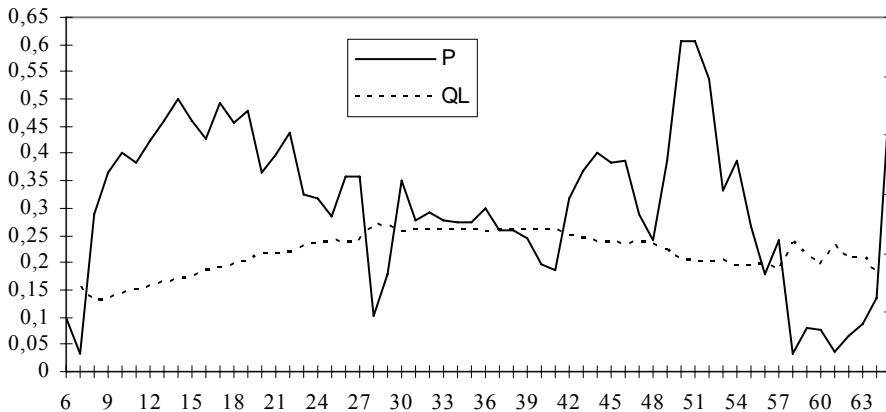
Dans un deuxième temps, la démarche a été réitérée en utilisant un autre indicateur (*indicateur 2*) pour mesurer (g_{PI}) : les dépenses publiques en routes, transports et communications en % du PIB (*GFS*). La spécification économétrique étant inchangée, les résultats de l'estimation de l'équation (1) sont présentés dans l'équation (1*b*) ci-dessous :

$$(1b) \quad \ln(y)_{i,1995} - \ln(y)_{i,1970} = 2.226 - 0.469 \ln(y)_{i,1970} - 0.300 \ln(n+a+\delta)_{i,7095} \\ (4.038) \quad (-7.497) \quad (-3.592) \\ + 0.817 \ln(s_k)_{i,7095} + 0.063 \ln(g_{PI})_{i,1970} \\ (5.806) \quad (0.893)$$

$N = 69$; (...) : statistiques de Student ; R^2 ajusté = 0.51 ; *s.e.e* = 0.45 ; vitesse impliquée = 0.0253

D'après (1*b*), le coefficient associé au stock (en début de période) de capital physico-infrastructurel d'origine publique (g_{PI}) n'est pas significatif. Afin de tester la stabilité structurelle de la régression 1*b*, des tests F de stabilité successifs ont été effectués (graphique 4').

Graphique 4'. Tests de stabilité et sélection des points de rupture: échantillon trié selon g_{PI} (indicateur 2)



En référence aux probabilités *P*, plusieurs points de rupture apparaissent. A un seuil de significativité de 5%, l'hypothèse H_0 est rejetée pour les 7^{ième}, 58^{ième} et 61^{ième} observations de l'échantillon ; l'observation 28 constitue un point de rupture à un niveau de significativité de 10%. Selon le deuxième critère de décision (le calcul de la quantité *QL*), le point de rupture le plus vraisemblable se

situé à la 28^{ième} observation qui correspond à $g_{PI}(i, 1970) = 1.70\%$. Dès lors, la décomposition de l'échantillon ($N = 69$) met en exergue deux régimes de croissance ; un groupe *NA* qui comporte 27 pays présentant un niveau de g_{PI} en 1970 supérieur à 1.70% et un groupe *NB* qui regroupe 42 pays dont le niveau de g_{PI} (1970) est inférieur ou égal à cette valeur. Les estimations du tableau 1' tiennent compte de ces résultats.

Tableau 1'. Caractérisation des régimes de croissance: variable « seuil » g_{PI} (1970) (indicateur 2)

<i>Variables indépendantes</i>	<i>Équation 1</i>	<i>Équation 2</i>
a_0	2.139 (3.904)	1.924 (3.148)
$\ln y_{1970}$	-0.465 (-7.505)	
$(\ln y_{1970}) * VIA$		-0.521 (-5.540)
$(\ln y_{1970}) * VIB$		-0.435 (-6.016)
$\ln (n + a + \delta)$	-0.300 (-3.600)	-0.306 (-3.648)
$\ln (s_k)$	0.827 (5.874)	0.820 (5.795)
VIA	0.110 (0.988)	0.801 (0.918)
$(\ln g_{PI(1970)}) * VIA$	0.136 (1.181)	0.278 (0.698)
$(\ln g_{PI(1970)}) * VIB$	0.001 (0.010)	0.003 (0.042)
R^2 ajusté	0.51	0.50

Notes : variable dépendante : $\ln (Y/L)_{1995} - \ln (Y/L)_{1970}$; (...) = statistiques *t* de Student ; $N = 69$; VIA = 1 si $g_{PI(1970)} > 1.70\%$, 0 sinon ; VIB = 1 - VIA.

Concernant l'équation 1, les coefficients associés aux variables standards sont significatifs ; le coefficient relatif à VIA n'est pas significatif de sorte que la segmentation opérée ne paraît pas constituer un facteur explicatif déterminant. Si l'on ajoute la variable g_{PI} , dont l'effet est différencié selon le groupe de pays, les coefficients associés à $(\ln g_{PI(1970)}) * VIA$ et à $(\ln g_{PI(1970)}) * VIB$ n'apparaissent pas significatifs. D'après l'équation 2, les coefficients relatifs à $(\ln y_{1970}) * VIA$ et $(\ln y_{1970}) * VIB$ sont significatifs au seuil de 1%. Le coefficient relatif à $(\ln y_{1970}) * VIA$ est (en valeur absolue) comparativement supérieur, impliquant une vitesse de convergence plus rapide pour les pays du groupe A ; cette différence pourrait caractériser deux régimes de convergence différents⁹. En permettant au coefficient de la variable g_{PI} de varier entre les groupes, les résultats apparaissent non significatifs concernant $(\ln g_{PI(1970)}) * VIA$ et $(\ln g_{PI(1970)}) * VIB$. Il paraît donc difficile d'affirmer que les groupes identifiés forment des clubs de convergence pertinents. Nous relevons toutefois le caractère restrictif de l'indicateur 2, limité à un certain type d'infrastructures. Par ailleurs, nous

⁹Pour le groupe B, la vitesse de convergence est plus faible que celle établie à partir d'une indifférenciation du paramètre selon le groupe.

avons évoqué l'hypothèse d'une trappe à congestion relative à la dotation en infrastructures (telles les infrastructures routières) ; il apparaîtrait ainsi que la faiblesse de la dotation infrastructurelle soit telle qu'elle ne puisse exercer un impact significatif sur la croissance¹⁰ et qu'une économie relativement dotée (tel un pays du groupe A) converge vers un sentier où la croissance est positive, mais non vers celui relatif à l'équilibre « haut ».

3.2 Capacité techno-éducationnelle d'origine publique : identification de points de rupture

La variable-seuil ici considérée concerne le niveau initial de la dotation en capital techno-éducationnel développé par l'Etat. La démarche retenue est identique ; son point de départ est l'équation de convergence conditionnelle (1) où la variable g correspond désormais au niveau du stock de capital techno-éducationnel d'origine publique (g_{TE}) en début de période. Cette variable contrôle les différences dans la dotation en capital techno-éducationnel issue des investissements publics passés (le coefficient a_4 est supposé positif).

Dans un premier temps, nous mesurons (g_{TE}) par l'emploi des dépenses publiques consacrées à la R&D expérimentale (Unesco, *Statistical Yearbook*) en pourcentage du PIB (*indicateur 1'*). Les résultats obtenus par les MCO sont les suivants :

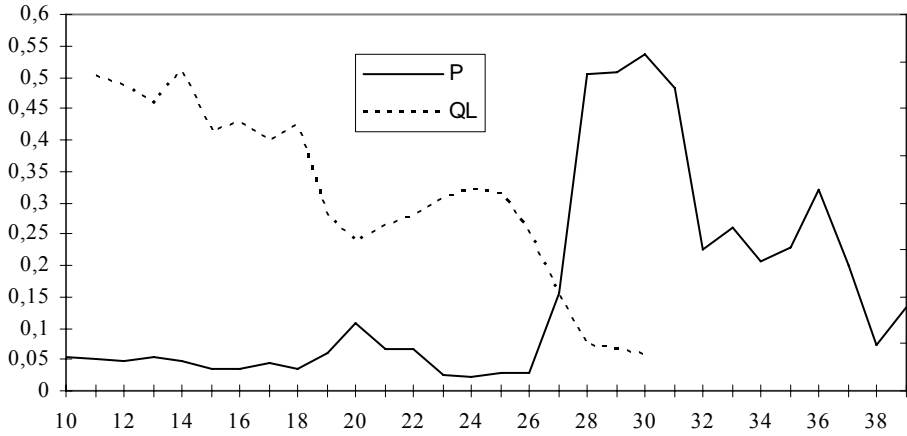
$$(2a) \quad \ln(y)_{i,1995} - \ln(y)_{i,1970} = \frac{2.962}{(4.762)} - \frac{0.652}{(-9.569)} \ln(y)_{i,1970} - \frac{0.426}{(-5.853)} \ln(n+a+\delta)_{i,7095} \\ + \frac{1.133}{(6.943)} \ln(s_k)_{i,7095} + \frac{0.196}{(2.269)} \ln(g_{TE})_{i,1970}$$

$N = 43$; (...) : statistiques de Student ; R^2 ajusté = 0.73 ; s.e.e = 0.32 ; vitesse impliquée = 0.0422

L'équation (2a) indique que le coefficient relatif à (g_{TE}) est significatif au seuil de 5% ; les autres coefficients sont également significatifs. La variable g_{TE} , mesurée à une date initiale, a un effet positif sur le taux de croissance moyen du PIB par tête sur la période 1970-1995. Afin de tester la présomption d'un effet de seuil en liaison avec le développement public du capital techno-éducationnel, les pays de l'échantillon ont été classés selon g_{TE} (par ordre décroissant) afin d'effectuer, en premier lieu, des tests F de stabilité successifs (graphique 5).

¹⁰Ceci évoque le modèle de d'Autume et Michel (1993) où les externalités sont effectives si le niveau initial du capital est suffisamment élevé (en deçà d'un certain seuil, la solution avec croissance endogène est inaccessible).

Graphique 5. Tests de stabilité et sélection des points de rupture: échantillon trié selon g_{TE} (indicateur 1')



Eu égard aux probabilités P , plusieurs points de rupture probables apparaissent ; à un seuil de significativité de 5%, l'hypothèse nulle est rejetée pour la 12^{ième} observation, ainsi que pour une large plage d'observations comprises entre la 14^{ième} et 18^{ième} et entre la 23^{ième} et la 26^{ième}. D'après le second critère de décision (maximum de vraisemblance), le point retenu correspond à celui qui maximise QL de sorte que la rupture optimale est localisée à la 14^{ième} observation, une observation pour laquelle $g_{TE}(i, 1970) = 0.48\%$. L'arbre de décomposition optimale de l'échantillon ($N = 43$) permet ainsi d'identifier deux régimes de convergence caractérisant, d'une part, un groupe de 13 pays (NA) présentant un niveau de $g_{TE}(1970)$ supérieur à 0.48% (pays à niveau initial de développement public du capital techno-éducatif « élevé »)¹¹ et, d'autre part, un groupe de 30 pays (NB) dont le niveau de $g_{TE}(1970)$ est inférieur ou égal à cette valeur (pays à niveau initial de développement public du capital « faible »). Les résultats du tableau 2 concernent cette différenciation.

Tableau 2. Caractérisation des régimes de croissance: variable « seuil » $g_{TE}(1970)$ (indicateur 1')

Variables indépendantes	Équation 1	Équation 2
a_0	2.514 (5.165)	2.523 (4.325)
$\ln y_{1970}$	-0.625 (-8.857)	
$(\ln y_{1970}) * VIA$		-0.632 (-9.073)
$(\ln y_{1970}) * VIB$		-0.336 (-0.687)
$\ln(n + a + \delta)$	-0.418 (-5.002)	-0.418 (-5.452)

¹¹Hormis Israël, ce groupe comporte exclusivement des pays de l'OCDE (Allemagne, Australie, Belgique, Canada, Danemark, Etats-Unis, France, Japon, Norvège, Pays-bas, Royaume-Uni, Suède).

$\ln (s_k)$	1.118 (7.523)	1.137 (6.600)
VIA	0.213 (1.931)	-2.482 (-0.547)
$(\ln g_{TE\ 1970}) * VIA$	0.368 (1.965)	0.367 (1.985)
$(\ln g_{TE\ 1970}) * VIB$	0.143 (0.903)	0.141 (0.898)
R^2 ajusté	0.71	0.71

Notes : variable dépendante : $\ln (Y/L)_{1995} - \ln (Y/L)_{1970}$; (...) = statistiques *t* de Student ; N = 43 ; VIA = 1 si $g_{TE(1970)} > 0.48\%$, 0 sinon ; VIB = 1 - VIA.

D'après le tableau 2 (équation 1), l'estimation du modèle de convergence conditionnelle augmentée d'une variable indicatrice relative au groupe d'appartenance (différenciation quant au niveau de g_{TE}), indique des résultats significatifs concernant les coefficients associés aux variables traditionnelles. Le coefficient relatif à VIA est significatif au seuil de 10% ; son signe positif indique qu'il est avantageux de détenir initialement un niveau « élevé » ($g_{TE} > 0.48\%$) de stock de capital « connaissance » (d'origine publique). L'équation 1 a été élargie en introduisant la variable g_{TE} , son influence étant différenciée par groupe de pays. Le coefficient associé à $(\ln g_{TE\ 1970}) * VIA$ est statistiquement positif au seuil de 5%¹² ; le coefficient relatif à $(\ln g_{TE\ 1970}) * VIB$, quant à lui, n'est pas significatif (les autres coefficients ne sont pas apparus très différents de ceux reportés). Il peut ainsi apparaître qu'un niveau suffisamment « élevé » de g_{TE} en 1970 serait profitable à la croissance ultérieure.

Concernant l'équation 2 qui introduit un paramètre de convergence spécifique à chacun des groupes, le coefficient associé à $(\ln y_{1970}) * VIA$ est statistiquement significatif au seuil de 1% et apparaît (en valeur absolue) quasiment deux fois plus élevé que celui relatif à $(\ln y_{1970}) * VIB$, ce coefficient étant toutefois non significatif. Le régime de convergence du groupe A semble donc se distinguer de celui du groupe B ; les pays disposant initialement d'un niveau « élevé » de stock de capital « connaissance » d'origine publique connaîtraient un processus de convergence très rapide les uns vers les autres.

En complétant l'équation 2 de la variable g_{TE} à partir d'une différenciation de son effet par groupe, le coefficient associé à $(\ln g_{PTE\ 1970}) * VIA$ apparaît significatif au seuil de 5%, le coefficient relatif à $(\ln g_{TE\ 1970}) * VIB$ demeurant non significatif. Au total, le groupe A pourrait constituer un club de convergence (le club de l'équilibre « haut ») ; s'agissant du groupe B, il se distingue du groupe A mais il ne peut réellement s'interpréter comme un club de convergence¹³.

¹²Cette valeur est plus élevée que celle obtenue lors de l'estimation de l'équation (2a) [0.368 contre 0.196] ; des observations qui concerneraient le groupe B seraient donc susceptibles de biaiser à la baisse ce coefficient.

¹³La variable VIA, significative au seuil de 10% dans l'équation 1, est non significative dans l'équation 2 ; l'impertinence de la segmentation de l'échantillon peut refléter l'hétérogénéité relative des régimes de croissance au sein du groupe B.

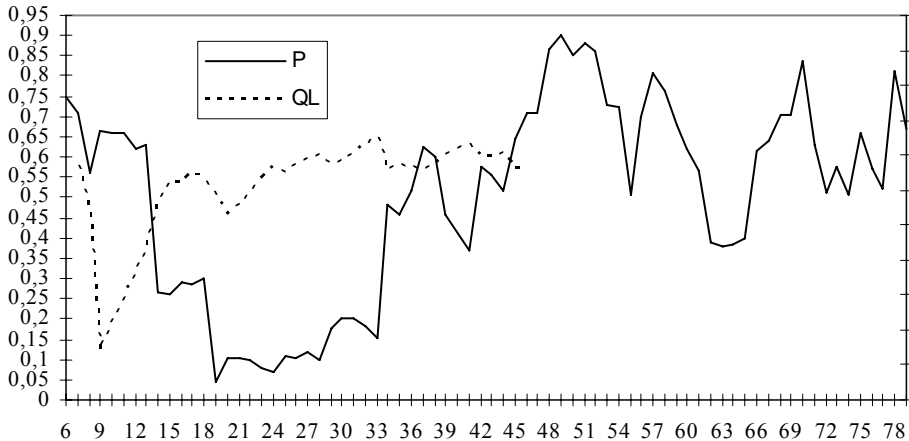
Dans un deuxième temps, l'analyse a été réitérée en mesurant la variable g_{TE} à partir d'un autre indicateur (*indicateur 2'*): les dépenses publiques d'éducation en pourcentage du *PIB* (*GFS*). Les résultats de l'estimation sont présentés dans l'équation suivante :

$$(2b) \quad \ln(y)_{i,1995} - \ln(y)_{i,1970} = 1.819 - 0.496 \ln(y)_{i,1970} - 0.353 \ln(n+a+\delta)_{i,7095} \\ (3.228) \quad (-6.701) \quad (-4.329) \\ + 0.986 \ln(s_k)_{i,7095} + 0.121 \ln(g_{TE})_{i,1970} \\ (5.428) \quad (2.166)$$

$N = 83$; (...) : statistiques de Student ; R^2 ajusté = 0.54 ; s.e.e = 0.49 ; vitesse impliquée = 0.0274

Les coefficients associés aux variables standards sont significatifs au seuil de 1%. Le coefficient relatif au niveau initial du stock de capital techno-éducatif développé par l'Etat est statistiquement significatif au seuil de 5% ; son signe témoigne d'un effet positif de cette variable sur le taux de croissance. Comme précédemment, des tests de Chow successifs ont été opérés (l'échantillon a été trié par ordre décroissant selon g_{TE}). Le graphique 5' présente les probabilités de rejet erroné de l'hypothèse H_0 de stabilité des coefficients.

Graphique 5'. Tests de stabilité et sélection des points de rupture : échantillon trié selon g_{TE} (*indicateur 2'*)



En référence au premier critère de décision (P), un point de rupture probable apparaît. A un niveau de significativité de 5%, l'hypothèse H_0 est rejetée pour la 19^{ème} observation de l'échantillon. Selon le deuxième critère (QL), le point de rupture le plus vraisemblable se situe à la 33^{ème} observation (pour le critère relatif aux tests de stabilité, l'observation 33 constitue un point de rupture probable à un niveau de significativité de 15%) et correspond à $g_{TE}(i, 1970) = 3.31\%$. Dès lors, la décomposition de l'échantillon relève deux régimes de convergence caractérisant, pour le premier, les pays ayant un niveau initial de

g_{TE} supérieur à 3.31% ($NA = 32$ pays) et, pour le second, les pays dont le niveau de g_{TE} en 1970 est inférieur ou égal à cette valeur ($NB = 51$ pays). Nous tenons compte de cette différenciation dans le tableau 2'.

Tableau 2'. Caractérisation des régimes de croissance: variable « seuil » $g_{TE(1970)}$ (indicateur 2')

Variables indépendantes	Équation 1	Équation 2
a_0	1.734 (3.205)	1.476 (2.465)
$\ln y_{1970}$	-0.511 (-7.132)	
$(\ln y_{1970}) * VIA$		-0.593 (-5.864)
$(\ln y_{1970}) * VIB$		-0.479 (-7.023)
$\ln (n + a + \delta)$	-0.333 (-4.249)	-0.335 (-4.082)
$\ln (s_k)$	1.056 (5.927)	1.062 (7.611)
VIA	0.265 (2.722)	1.187 (1.296)
$(\ln g_{TE(1970)}) * VIA$	0.188 (2.885)	0.324 (1.068)
$(\ln g_{TE(1970)}) * VIB$	0.037 (0.508)	0.034 (0.465)
R^2 ajusté	0.55	0.55

Notes : variable dépendante : $\ln (Y/L)_{1995} - \ln (Y/L)_{1970}$; (...) = statistiques *t* de Student ; $N = 83$; VIA = 1 si $g_{TE(1970)} > 3.31\%$, 0 sinon ; VIB = 1 - VIA.

L'estimation de l'équation 1 qui tient compte du groupe d'appartenance ($g_{TE(1970)} >$ ou \leq à 3.31%), indique des résultats significatifs au seuil de 1% pour les variables standards. Le coefficient relatif à VIA est également significatif au seuil de 1% et présente un signe positif. Ce critère de segmentation des pays de l'échantillon constituerait ainsi un facteur explicatif et il apparaît avantageux de détenir au départ un niveau « élevé » de stock de capital « connaissance » d'origine publique ; pour les pays du groupe B, l'insuffisance relative du niveau de g_{TE} (« *idea gap* » Romer [1993]) pourrait représenter un facteur de freinage de la croissance. Si l'on ajoute à cette équation la variable g_{TE} , dont l'effet est différencié selon le groupe de pays, le coefficient estimé associé à $(\ln g_{TE(1970)}) * VIA$ apparaît statistiquement positif au seuil de 1% ; le coefficient relatif à $(\ln g_{TE(1970)}) * VIB$, quant à lui, est non significatif. Ce résultat peut dès lors soutenir l'hypothèse selon laquelle un niveau suffisamment « élevé » de g_{TE} en début de période (tel pour le groupe A) serait profitable à la croissance ultérieure. Concernant l'estimation de l'équation 2, qui spécifie un paramètre de convergence pour chaque groupe, les coefficients associés à $(\ln y_{1970}) * VIA$ et $(\ln y_{1970}) * VIB$ sont significatifs au seuil de 1%. Le coefficient relatif à $(\ln y_{1970}) * VIA$ est (en valeur absolue) comparativement supérieur, impliquant une vitesse de convergence plus rapide pour les pays du groupe A ; cette différence refléterait deux régimes de convergence différents, les pays caractérisés par la « faiblesse » du niveau initial de g_{TE} présentant un processus de convergence plus modéré. Le coefficient asso-

cié à la variable VIA, quant à lui, n'est plus significatif. Comme précédemment, on peut compléter l'équation 2 de la variable g_{TE} en permettant au coefficient qui lui est associé de varier entre les groupes ; les résultats indiquent un coefficient non significatif pour $(\ln g_{TE (1970)} * VIB)$ et $(\ln g_{TE (1970)} * VIA)$.

Conclusion

Les modèles de croissance à équilibres multiples reflètent l'enrichissement formel et conceptuel de la « boîte à outils » des théoriciens de la croissance endogène ; ils traduisent parallèlement la reconnaissance de la complexité du processus de croissance (telle l'existence de non-linéarités et d'effets de seuil) : la dynamique économique s'imprègne désormais d'instabilité et d'historicité, une conclusion bien lointaine du modèle de Solow au sein duquel des économies différentes connaissent le même taux de croissance à long terme. De surcroît, cette complexification des mécanismes de la croissance se solde par un approfondissement du rôle de l'État : avec l'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres, la réhabilitation de l'influence de la politique économique (consécutive au nouveau théorique de l'analyse de la croissance) se consolide. En effet, en attribuant aux conditions initiales le rôle de sélectionner l'équilibre (la nature de l'équilibre atteint à long terme dépend du niveau initial de la variable accumulée), bon nombre de ces modèles suggèrent un rôle sans précédent à l'Etat : l'histoire des politiques publiques d'investissement (au sens large), partie intégrante de l'histoire de l'économie, peut déterminer la trajectoire d'équilibre de par son implication dans le positionnement en début de période de la variable d'accumulation (au sens large).

La responsabilité de l'acteur public ne s'arrête pas là. Face à l'issue du non-développement, l'opportunité de l'intervention étatique a été manifeste : l'Etat permet la sortie de la trappe de pauvreté (par une hausse du taux d'investissement, l'Etat permet à l'économie de dépasser le seuil critique, et donc d'échapper à l'équilibre bas). Au grand dam du modèle standard, le développement n'est plus automatique ; il requiert ici un volontarisme étatique. Ce renforcement du rôle de l'Etat exige toutefois de s'affranchir d'un schématisme dans le débat. L'hypothèse d'une multiplicité d'équilibres ne peut se satisfaire, en effet, d'une recommandation aveuglément mécanique : l'efficacité de l'intervention gouvernementale est conditionnée par la situation initiale, de sorte que la politique économique doit être relative aux caractéristiques de l'économie – sans quoi elle peut échouer à sortir l'économie de la pauvreté (une même politique peut avoir des conséquences différentes selon les circonstances initiales). En tout état de cause donc, si la complexification de l'analyse de la croissance n'a pas épargné celle du rôle de l'Etat, elle mène à renforcer le bien-fondé de certaines interventions publiques : l'inaction de l'acteur public peut priver l'économie d'un moyen de développement.

La consolidation du rôle de la politique économique, et du taux d'investissement public (au sens large), a inspiré notre investigation empirique. Nous avons testé l'existence d'un effet de seuil, en matière de croissance, lié à la politique économique ; notre analyse s'est donc proposée d'endogénéiser la détermination de groupes de pays en référence à un critère public, l'identification et la sélection des points de rupture de l'échantillon étant relative au niveau initial du stock de capital (physico-infrastructurel et techno-éducatif) développé par l'Etat. Notre démarche rappelle que l'hypothèse de clubs de convergence met en doute l'identité imposée des coefficients (Durlauf, Johnson [1995] ; Pesaran, Smith [1995]) et suggère d'introduire de l'hétérogénéité dans la spécification des équations de convergence (Bernard, Jones [1996]). Nos résultats ont permis d'identifier des sous-échantillons qui semblent se distinguer quant au régime de croissance ; ils ont ainsi suggéré la présence de clubs de convergence en liaison avec l'histoire des efforts publics à l'égard de l'accumulation (au sens large). Nos résultats restent relatifs, d'autres éléments étant privilégiés pour caractériser la multiplicité des régimes de convergence (le développement du secteur financier, le degré d'ouverture...) ; ils relèvent cependant que la relation entre la dotation initiale en capital (au sens large) et le taux de croissance n'est pas nécessairement linéaire. Celle-ci peut précisément être positive à partir d'une certaine quantité de capital (au sens large), de sorte que l'insuffisance en capital pourrait constituer un facteur de blocage. A ce titre, notre analyse justifie le bien-fondé d'une politique d'investissement (au sens large) plus active qui augmenterait les potentialités de développement.

References bibliographiques

- Aschauer, D. (1989). Is public expenditure productive ?, *Journal of Monetary Economics*, 23 (2), mars, pp. 177-200
- d'Autume, A., P. Michel (1993). Hystérésis et piège du sous-développement dans un modèle de croissance endogène, *Revue Economique*, 44(2), mars, pp. 431-450
- Azariadis, C., A. Drazen (1990). Threshold externalities in economic development, *Quarterly Journal of Economics*, 105(2), mai, pp. 501-526
- Barro, R. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth, *Journal of Political Economy*, 98(5), S103-S125
- Barro, R., X. Sala-i-Martin (1995). *Economic growth*, McGraw-Hill, New-York
- Barro, R., X. Sala-i-Martin (1992). Public finance in models of economic growth, *Review of Economic Studies*, 59, pp. 645-661
- Becker, G. (1990). Human capital fertility and economic growth, *Journal of Political Economy*, 98(5), part.2, 512-537
- Ben-David, D. (1998). Convergence clubs and subsistence economics, *Journal of Development Economics*, 55, pp. 155-171
- Bernard, A., C. Jones (1996). Technology and convergence, *Economic Journal*, 106, pp. 1037-1044

- Berthelemy, J-C., A. Varoudakis (1995). Clubs de convergence et croissance : le rôle du développement financier et du capital humain, *Revue Economique*, 46, pp. 217-235
- Berthelemy, J-C., A. Varoudakis (1994). Intermédiation financière et croissance endogène, *Revue Economique*, 45(3), pp. 737-750
- Chatterji, M. (1992). Convergence clubs and endogenous growth, *Oxford Review of Economic Policy*, 8, pp. 57-69
- Dessus, S., R. Herrera (1996). Le rôle du capital public dans la croissance des pays en développement, Centre de Développement de l'OCDE, document 115, Paris
- Durlauf, S., P. Johnson (1995). Multiple regimes and cross-country growth behaviour, *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp. 365-384
- Durlauf, S., P. Johnson (1992). Local versus global convergence across national economies, NBER, WP 3996, Cambridge, Mass.
- Herrera, R. (1996). *Dépenses publiques et croissance de long terme : approches théoriques et empiriques appliquées à l'économie du développement*, Thèse doctorale, Université Paris I
- Hurwicz, L. (1995). Social absorption capability and economic development, in B. Koo, D. Perkins (eds.), *Social capability and long-term economic growth*, Macmillan Press
- Jean-Pierre, P. (1997). Sélection et tests de seuils de convergence, *Revue Economique*, 48(3), pp. 441-449.
- Justman, M. (1995). Infrastructure, growth and the two dimensions of industrial policy, *Review of Economic Studies*, 62, pp. 131-157
- Kaldor, N. (1957). A model of economic growth, *Economic Journal*, 67, pp. 591-624
- Laffargue, J-P. (1993). Croissance endogène, ouverture sur l'extérieur et développement. Points de vue récents, *Revue d'Economie du Développement*, 3, pp. 3-27
- Lucas, R. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42
- Nurkse, R. (1953). *Problems of capital formation in underdeveloped countries*, Oxford : Basil Blackwall
- Pesaran, M., R. Smith (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 68, pp. 79-113
- Pritchett, L. (1997). Divergence, big time, *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), pp. 3-17
- Quah, D. (1996). Twin peaks : growth and convergence in models of distribution dynamics, *Economic Journal*, 106, pp. 1045-1055
- Quah, D. (1995). Empirics for economic growth and convergence, Center for Economic Policy Research, discussion paper 1140, mars
- Rebelo, S. (1991). Long-run policy analysis and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 99(3), pp. 500-521
- Rieber, A. (1997). *Impact du capital public sur la productivité et la croissance*, Thèse doctorale, Université Paris Nord
- Romer, P. M. (1993). Idea gaps and object gaps in economic development, *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 543-573
- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 98(5), S71-S102
- Romer, P. M. (1986). Increasing returns and long-run growth, *Journal of Political Economy*, 94(5), pp. 1002-1037

- Ros, J. (2001). *Development theory and the economics of growth*, University of Michigan Press
- Rosenstein-Rodan, P. (1943). Problems of industrialization in eastern and south-eastern Europe, *Economic Journal*, 53, pp. 202-211
- Rostow, W. (1960). *The stages of economic growth: a non-communist manifesto*, Cambridge University Press, U.K
- Solow, R. (1956). A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), pp. 65-94
- Stern, N. (1991). The determinants of growth, *Economic Journal*, 101, pp. 122-133
- Stiglitz, J. E. (1996). Some lessons from the east asian miracle, *World Bank Research Observer*, 11(2), pp. 151-177
- World Bank (2006). *Rapport sur le développement dans le monde : équité et développement*, Banque Mondiale, Washington
- World Bank (1994). *Rapport sur le développement dans le monde : une infrastructure pour le développement*, Banque Mondiale, Washington

Višestruka ravnoteža i uticaj istorije: Koja je odgovornost ekonomske politike?

Formalizacijom dinamike determinisane threshold efektima, modeli sa višestrukom ravnotežom jačaju paradigmu endogenog rasta; takođe, rad pokazuje da modeli pojačavaju odgovornost ekonomskih politika u procesu rasta i razvoja. Štaviše, pošto inicijalni uslovi određuju dugoročni ekvilibrijum, istorija javnih investicija (u širem kontekstu) postaje odlučujuća. Uz to, državni intervencionizam pruža mogućnost za izlazak iz zamke siromaštva. Tokom perioda, 1970 – 1995, testirana je pretpostavka o threshold efektima povezana sa polaznim nivoom stoka kapitala (u širem smislu) formiranog od strane države. Empirijski rezultati ukazuju na ulogu javne politike u diferencijaciji modela konvergencije tako da veza između rasta i ekonomske politike nije nužno linearna.

Ključne reči: Istorija, Zamka siromaštva, Javne investicije (Fizička oprema, Obrazovanje, Istraživanje, Infrastruktura), Javni threshold efekti konvergencije, Empirijske studije.

JEL: C1, H5, O2