



**Inégalités et clubs de convergence :
les résultats d'un modèle à seuil**

Karim AZIZI

2007.50



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Inégalités et clubs de convergence : les résultats d'un modèle à seuil

Karim AZIZI*

Université Paris 1 Panthéon - Sorbonne (CES – UMR CNRS 8174) et CEPREMAP
e-mail : karim.azizi@univ-paris1.fr

Résumé – Cet article examine l'éventualité d'un phénomène de convergence locale en mettant notamment l'accent sur une variable d'inégalité dans la distribution des revenus et richesses. A l'aide d'un modèle à seuil, deux variables de transition (stock de capital humain et inégalités) sont identifiées. Trois régimes sont mis en évidence. Pour deux d'entre eux, la relation entre inégalités et croissance est négative. En outre, au sein de ces clubs, les économies ne convergent pas. En revanche, pour le dernier régime, la relation entre inégalités et croissance n'est pas significative et on observe un phénomène de convergence absolue. Plus généralement, nous concluons à l'existence d'équilibres multiples. Ce résultat permet d'expliquer les conclusions antinomiques présentes dans la littérature, selon lesquelles la relation entre inégalités et croissance serait tantôt croissante et tantôt décroissante.

Mots-clés : *Inégalités, clubs de convergence, modèle à seuil.*

Inequality and convergence clubs: results from a threshold regression model

Abstract – *This paper deals with the effect of inequality on subsequent long run growth. Using a threshold regression analysis, we find two threshold variables, namely human capital and inequality. Three clubs are then identified. One of our results is that the estimated relationship exhibits multiple equilibria. Such a result gives a more subtle representation than simple relationships, either negative or positive, between inequality and growth.*

Keywords : *inequality, convergence clubs, threshold model.*

Classification JEL – C15, D31, O40.

* Mes remerciements vont à Bruno Amable, Jacques Mazier, Pierre Morin, Mouhoud El Mouhoub, Federico Trionfetti, et Corinne Perraudin pour leurs remarques et suggestions. Je remercie également Katheline Schubert ainsi que tous les participants au 55^e congrès annuel de l'AFSE. Je reste néanmoins seul responsable des erreurs ou insuffisances de cet article.

L'idée qu'une augmentation des inégalités puisse nuire à la croissance, à défaut d'être consensuelle, est aujourd'hui très largement répandue. Ainsi, nombreux sont ceux pour qui, un accroissement du niveau initial des inégalités de revenu et de richesse serait néfaste pour la croissance (Banque Mondiale, 2006 ; Alesina et Rodrik, 1994 ; Persson et Tabellini, 1994 ; Clarke, 1995 ; Fishlow, 1996 ; Perotti, 1996). Cette idée a toutefois suscité de vives réactions comme en témoignent un certain nombre de travaux empiriques, concluant tantôt à une relation non significative, tantôt à une relation de signe positif entre le niveau initial des inégalités et la croissance (Barro, 2000 ; Forbes, 2000). La coexistence de conclusions antinomiques concernant le signe d'une même relation et de travaux concluant, par ailleurs, à la non-significativité de cette même relation est très souvent symptomatique de la présence d'équilibres multiples. Aussi, notre travail vise-t-il à examiner l'existence de tels équilibres. Dans l'optique des théories de la croissance, la présence d'équilibres multiples traduit, en effet, l'absence de convergence au niveau global (Durlauf et Johnson, 1995). La convergence est alors, au mieux, un phénomène local. En ce sens, des pays partageant des conditions initiales similaires convergeront vers un même état stationnaire, formant ainsi des « régimes » ou « clubs de convergence » (Azariadis et Drazen, 1990).

Pour Durlauf et Johnson (1995), l'existence de tels clubs s'expliquerait par les disparités des niveaux initiaux de développement et de capital humain. Selon Berthélémy et Varoudakis (1995 et 1996), ces clubs ou régimes résulteraient des niveaux initiaux d'éducation et de développement financier. Parmi les autres facteurs présents dans la littérature figurent également le niveau de développement initial (Jean-Pierre, 1997) ainsi que le degré d'ouverture (Serranito, 2004).

Cet article examine l'éventualité d'un phénomène de convergence locale en mettant l'accent sur le niveau initial des inégalités. Il s'agit de rechercher s'il existe une variable, dite variable de transition qui, selon sa valeur, définirait différents régimes se distinguant par la nature de la relation entre inégalités et croissance. L'introduction d'une variable de distribution dans ce type de travaux est, à notre connaissance, la première tentative du genre. Nous recourons, en outre, à la procédure économétrique de détection des seuils proposée par Hansen (2000), dont l'utilisation a jusqu'ici été très limitée, à l'exception des travaux de

Savvides et Stengos (2000) et de Serranito (2004)¹. Savvides et Stengos (2000) tentent de vérifier l'hypothèse de Kuznets (1955) selon laquelle l'inégalité augmenterait au cours des premières phases du développement économique avant de diminuer, occasionnant ainsi une relation en U inversé entre inégalités et Pib par tête². Serranito (2004) conclut, quant à lui, à la non-stabilité de la relation entre différentes mesures du degré d'ouverture et la croissance. L'une des caractéristiques du test proposé par Hansen (2000) est que la détection des valeurs seuils est endogène. Afin, de ne pas imposer de variable de transition (variable causant le changement de régime) *a priori*, nous nous sommes inspirés de Serranito (2004) et avons testé l'hypothèse de non-stabilité pour chacune des variables explicatives de notre relation de convergence conditionnelle. L'articulation de notre travail est la suivante. La première section propose une brève revue de littérature. Y sont avancés des arguments contestant l'existence d'une relation négative entre inégalités et croissance, et mettant en exergue la possibilité d'une convergence locale et non globale. Dans une deuxième section, nous rappelons le fonctionnement et les limites des procédures usuelles de détection des seuils et montrons en quoi le test d'Hansen (2000) paraît plus approprié. La section 3 présente nos tests de rupture et la section 4 les résultats de nos estimations pour chacun des régimes mis en évidence. Enfin, dans une dernière section, nous concluons.

I – Éléments de cadrage ou les prémices d'une contestation

La plupart des travaux empiriques concluent à l'existence d'une relation négative entre le niveau initial des inégalités et le taux de croissance de long terme (Persson et Tabellini, 1994 ; Alesina et Rodrik, 1994 ; Clarke, 1995 ; Fishlow, 1995 ; Perotti, 1996). Toutefois, ce résultat a rapidement fait l'objet de critiques diverses qui ont elles-mêmes été mises en cause.

Par exemple, Fishlow (1996) montre que la corrélation négative entre le niveau des inégalités mesuré en début de période et le taux de croissance de long terme est sensible à l'inclusion de *dummy* régionales. Ce point a d'ailleurs été corroboré par d'autres travaux (Azizi, 2002). Cependant, la relation entre inégalités et croissance reste forte et significative une fois que l'on contrôle la régression par ces variables continentales. Il convient, par conséquent, de ne pas attacher trop d'importance à cette première remarque.

¹ Cf. On pourra se reporter à Ben Salem et Perraudin (2001) pour l'application de cette méthode aux séries temporelles.

² Chez Savvides et Stengos (2000), la variable de transition est le Pib par tête.

Une autre objection est celle faite par Deininger et Squire (1996 et 1998). Forts d'une base de données internationale qui, jusque dans un passé récent faisait références en matière d'inégalités, ces derniers concluent à l'absence de relation significative entre inégalités et croissance. Néanmoins, ce travail a été vivement contesté. En effet, pour Atkinson et Brandolini (2001), le classement de certains pays, voire de certaines régions, s'avère improbable. En outre, le travail de Deininger et Squire se fonde sur des méthodologies diverses qui ont pour conséquence de rendre les données de distribution non comparables. Enfin, à un niveau agrégé, les inégalités s'avèrent être trop fortes dans le cas de l'Afrique et de l'Amérique latine, trop faibles dans le cas de l'Asie de l'Est, tandis qu'une hétérogénéité trop prononcée est constatée entre pays européens. Les conclusions des travaux de Deininger et Squire doivent donc être très nettement relativisées. Les résultats obtenus à partir de la base de données des Nations Unies, considérée de loin comme la plus fiable, en infirmant les conclusions de Deininger et Squire contribuent d'ailleurs à dissiper cette polémique (Azizi, 2002).

Les travaux en données de panel (Forbes, 2000 ; Barro, 2000 ; Banerjee et Duflo, 2003) contestent également la véracité de cette relation de signe négatif entre inégalités et croissance en concluant qu'une telle relation serait non significative, non-linéaire ou même positive. Toutefois, ces travaux ont conduit les observateurs (Attanasio et Binelli, 2003) à objecter que la fréquence des données utilisées ne permettait pas de tester de façon rigoureuse l'effet des inégalités sur la croissance de long terme dans la mesure où la variable expliquée dans ces travaux était un taux de croissance de court-moyen terme³.

Par conséquent, si l'ensemble des précédentes objections a pu, à un moment donné, susciter des interrogations quant à la relation entre inégalités et croissance, devant la vacuité des arguments avancés, la polémique a aussitôt désenflé. Reste que pour une grande partie des observateurs, il subsiste aujourd'hui un doute quant au signe de la relation entre inégalités et croissance⁴.

Le travail de Barro (2000) se situe de ce point de vue à mi-chemin entre les deux positions antagoniques précédentes. En effet, selon Barro (2000) cette relation serait significative et de signe négatif lorsqu'elle est estimée pour un échantillon d'économies en développement, et de

³ Les travaux de Forbes et Barro évaluent la relation entre les inégalités et le taux de croissance respectivement des cinq et dix années suivantes (cf. Azizi, 2002 pour une présentation de ces travaux).

⁴ Sur ce point, on pourra se référer à l'excellent *survey* proposé par Attanasio et Binelli (2003).

signe positif lorsque la régression porte exclusivement sur des économies développées. Bien que ce travail ne soit pas exempt de critiques⁵, il a pour mérite de réconcilier les résultats polaires concernant le signe de cette relation en avançant indirectement la possibilité d'une relation non-monotone entre inégalités et croissance.

La perspective d'une telle relation est d'ailleurs renforcée par un certain nombre de travaux théoriques comme ceux de Bénabou (1996). Deux conclusions fortes peuvent être dégagées de ce travail. La première est que les inégalités exercent un effet direct négatif sur la croissance, en raison des rationnements financiers auxquels sont soumis les agents les plus pauvres qui sont également les plus productifs. En effet, dans un contexte de rationnements financiers, les agents dont la dotation en capital humain est la plus faible sont, compte tenu des rendements marginaux décroissants de l'éducation, ceux pour qui l'investissement en capital humain est le plus rentable. Or, dans ce cadre, plus d'inégalités est synonyme de moins d'opportunités d'investissements rentables, donc d'une croissance plus faible. Une seconde conclusion est que les inégalités affectent également indirectement la croissance *via* la redistribution, non seulement en raison des effets désincitatifs de la taxation mais également parce que redistribuer desserre la contrainte financière des agents les plus pauvres. La relation entre inégalités et redistribution étant, dans ce cadre, non-monotone, deux conclusions polaires sont alors mises en évidence. Dans la région où la relation entre inégalités et redistribution, qui a une forme en U, est de signe positif, l'effet net ou total des inégalités sur la croissance est négatif. En revanche, dans la région où cette même relation est de signe négatif, l'effet net peut être positif. En effet, dans ce cas, un accroissement des inégalités occasionne une baisse du taux de prélèvement. Or, lorsque le niveau des inégalités est suffisamment faible, les gains résultant de la baisse du taux de prélèvement peuvent plus que compenser les pertes imputables à l'effet direct des inégalités. La relation entre inégalités et croissance est alors de signe positif. Un accroissement des inégalités peut donc tout autant contribuer à stimuler qu'à ralentir la croissance, le signe de la relation étant déterminé par le seul niveau initial des inégalités. Par conséquent, la relation entre inégalités et croissance est non-monotone.

Cette non-monotonie a pour effet de faire coexister une multiplicité d'équilibres. D'un point de vue strictement empirique, l'existence d'équilibres multiples peut être vérifiée par la procédure de détection des seuils. La section 2 qui suit présente les principales méthodes de

⁵ Cf. Azizi (2002) pour une présentation critique de ce travail.

détection des seuils et expose les motifs qui nous amènent à privilégier celle proposée par Hansen (2000).

II – Les procédures de détection des seuils

Afin d'étudier l'effet des inégalités sur la croissance, nous nous sommes inspirés des régressions de convergence conditionnelle à la Mankiw, Romer et Weil, (1992) ou Barro et Sala-I-Martin (1992) que nous avons complétées par un indice de gini. Formellement, cette relation s'écrit :

$$\frac{\ln(y_{it}) - \ln(y_{i0})}{t} = a - \rho y_{i0} + \lambda_i x_i + u_i \quad \forall i \quad (1)$$

y_i désigne le Pib par tête du pays i , x_i est un vecteur de variables indépendantes et u_i une perturbation. L'estimation de notre relation de convergence conditionnelle nous est donnée par la relation (2), celle-ci ayant été obtenue après correction de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980) :

$$\frac{\ln(y_{i,1985}) - \ln(y_{i,1960})}{t} = 0.0548 - 0.0025 * \text{GDP60} + 0.009 * \text{SE60} - 0.0666 * \text{GINI60} \quad (2)$$

(6.35) (-2.74) (2.43) (-4.01)

$R^2 = 0.22$; $N = 81$.

GDP60 désigne le Pib par tête en 1960, SE60 constitue un indicateur du stock de capital humain en début de période, GINI60 l'indice de gini qui rend compte du niveau initial des inégalités. Enfin, la variable expliquée est le taux de croissance annuel moyen du Pib par tête entre 1960 et 1985⁶. Cette relation est estimée en coupes transversales pour un échantillon de 81 économies. Tous les coefficients estimés sont significatifs et du signe attendu. En outre, l'hypothèse de convergence conditionnelle à un niveau global semble être ici corroborée. Il convient néanmoins d'apporter deux types de précisions concernant ce dernier résultat.

En premier lieu, Bernard et Durlauf (1996) ont montré que le fait d'estimer une seule et même relation de convergence pour l'ensemble des économies d'un échantillon donné pouvait induire le caractère global de cette relation. En effet, si l'on estime une unique

⁶ Les variables utilisées ainsi que les différentes économies de notre échantillon sont présentées dans les annexes 1 et 2.

relation pour l'ensemble des économies de l'échantillon, alors que coexistent en fait une multiplicité d'équilibres, la convergence qui, dans ce cas est locale, pourra induire, par le fait qu'un certain nombre d'économies de l'échantillon convergent entre elles, la conclusion que l'ensemble des économies de l'échantillon convergent vers un même et unique état stationnaire.

En second lieu, comme le soulignent Berthélémy et Varoudakis (1996), l'hypothèse de convergence conditionnelle à un niveau global implique la stabilité structurelle de la relation (2) pour les différentes économies de l'échantillon. Vérifier l'existence d'équilibres multiples revient donc à tester, pour les différentes économies de l'échantillon, la stabilité des coefficients de la relation estimée.

Par conséquent, il convient de tester la stabilité des coefficients de notre équation pour des sous-ensembles de notre échantillon, afin de conclure avec certitude quant au caractère global ou non de notre relation de convergence conditionnelle. Diverses méthodes permettent de tester la stabilité des coefficients d'une équation. Après avoir brièvement rappelé les plus usitées d'entre elles, nous exposons la procédure de détection des seuils proposée par Hansen (2000) et montrons en quoi elle constitue une amélioration incontestable.

2.1 – FONCTIONNEMENT ET LIMITES DES APPROCHES USUELLES

En matière de détection des seuils, il est possible de distinguer trois grandes approches. La première d'entre elles se fonde sur le critère du maximum de vraisemblance. L'une des caractéristiques de cette première approche est d'avoir à déterminer de manière exogène le nombre de points de rupture. Une solution proposée par Berthélémy et Varoudakis (1995), est de faire l'hypothèse d'existence d'un seul point de rupture, et de localiser la rupture « optimale » en appliquant des F tests de Chow successifs sur l'échantillon complet trié par ordre décroissant de la variable de transition. Le point de rupture optimal est alors celui qui, de tous les points de rupture possibles, maximise le critère du maximum de vraisemblance⁷ (Berthélémy et Varoudakis, 1995).

Le test du CUSUM (Brown, Durbin et Evans, 1975) sous-tend une seconde approche. Il s'agit d'un test de stabilité dont la mise en œuvre ne nécessite pas de connaître le point de

⁷ En fait, il s'agit d'une quasi-logvraisemblance.

rupture. Ce test se fonde sur la somme cumulée des résidus récurrents et permet d'évaluer graphiquement la stabilité de la relation estimée. Deux lignes matérialisent les seuils de significativité, et une courbe, la somme cumulée des résidus récurrents. Les mouvements de la courbe en dehors de ces deux lignes suggèrent une instabilité. L'un des principaux inconvénients de cette approche tient néanmoins à son caractère graphique, par nature imprécis.

Enfin, une dernière approche (Jean-Pierre, 1997) dérive du test de Tsay (1989) sur les modèles auto-régressifs à seuil. Cette approche a également un certain mérite, dans la mesure où elle ne nécessite pas non plus de connaître *a priori* le nombre de points de rupture. En revanche, le choix de la variable de transition y est, tout comme dans les précédentes approches, totalement arbitraire. Le test d'Hansen (2000), qui a également pour caractéristique de déterminer endogènement la valeur seuil des variables de transition candidates, ne présente pas ce type d'inconvénient puisqu'il permet de sélectionner la variable de transition parmi l'ensemble des variables dépendantes de la relation estimée. Nous avons, pour cette raison, privilégié dans le cadre du présent travail, l'approche d'Hansen (2000), dont nous décrivons le fonctionnement ci-après.

2.2 – LA PROCÉDURE DE DÉTECTION D'HANSEN (2000)

L'une des précautions économétriques usuelles est de vérifier la stabilité des coefficients de régression lorsque la relation, obtenue pour un échantillon donné, est estimée sur des sous-ensembles de celui-ci. Une telle vérification suppose néanmoins de connaître la valeur seuil à partir de laquelle on pourra scinder son échantillon. Hansen (2000) propose une méthode permettant de sélectionner cette valeur lorsqu'elle est inconnue. Cette approche qualifiée de « modèle à seuil » permet de tester l'hypothèse nulle de convergence conditionnelle au niveau global contre l'hypothèse concurrente. Formellement, cela s'écrit :

$$H_0 : \theta_1 = \theta_2$$

Avec :

$$y_i = \theta_1' x_i + e_i \quad q_i \leq \gamma \quad (3)$$

$$y_i = \theta_2' x_i + e_i \quad q_i > \gamma \quad (4)$$

où q_i désigne la variable de transition, γ est la valeur seuil, y_i la variable expliquée, x_i un vecteur de variables indépendantes et e_i le résidu de l'estimation. La variable de transition q_i peut être un élément de x_i et sa distribution est supposée continue. L'une des caractéristiques du modèle à seuil est que les paramètres de la régression peuvent différer suivant la valeur de q_i . Ce modèle peut être ramené à une seule équation. Soit $d_i(\gamma)$ une variable indicatrice avec $d_i(\gamma) = \{q_i \leq \gamma\}$ où $\{.\}$ est la fonction indicatrice. Si l'on pose $x_i(\gamma) = x_i d_i(\gamma)$, alors le modèle (3)-(4) devient :

$$y_i = \theta' x_i + \delta' x_i(\gamma) + e_i \quad (5)$$

où $\theta = \theta_2$ et $\delta = \theta_1 - \theta_2$. La relation (5) conduit à une relation différente entre y_i et x_i selon la valeur de la variable de transition donc, selon le régime. Puisque, sous l'hypothèse nulle de convergence globale, la valeur seuil γ n'est pas connue, le test d'égalité des coefficients n'a pas une distribution standard. Aussi, Hansen (2000) propose-t-il de calculer les *p-values* par une procédure *bootstrap* qui permet de répliquer la variable expliquée à partir d'une distribution $N(0, \hat{e}_i^2)$ en fixant les variables indépendantes de la relation (5) et où \hat{e}_i désigne le résidu découlant de l'estimation par les moindres carrés ordinaires du modèle à seuil. Hansen (1996) a démontré qu'une telle procédure permettait de générer des *p-values* asymptotiquement correctes. Si l'hypothèse nulle de convergence globale est rejetée, il convient alors de scinder l'échantillon en deux groupes distincts. Cette procédure peut ensuite être appliquée aux sous-groupes ainsi obtenus et répliquée autant de fois que l'hypothèse nulle est rejetée. Une fois le nombre de régimes connus, il suffit alors d'estimer la relation de convergence pour chacun des régimes mis en évidence.

III – Tests de rupture

L'une des particularités du test proposé par Hansen (2000) est de ne pas avoir à choisir de variable de transition *a priori*. Celle-ci sera donc sélectionnée parmi l'ensemble des variables indépendantes de notre équation de convergence, la variable de transition étant alors celle pour laquelle l'hypothèse H_0 est la plus fortement rejetée. Afin de déterminer pour chacune des variables explicatives de la régression le point de rupture correspondant, nous avons

calculé nos *p-values* par la procédure *bootstrap* exposée plus haut en utilisant 10 000 réplifications. Les résultats de nos tests de rupture sont reportés dans le tableau 1.

Tableau 1 – Tests de rupture de premier niveau (N=81)

	Valeur du LM test	Bootstrap P-value
GDP60	10.366	0.127
SE60	12.271	0.036
GINI60	7.741	0.464

L'hypothèse nulle H0 est acceptée pour les variables de PIB par tête et d'inégalités. En revanche, elle est rejetée au seuil de 5 % pour la variable de capital humain. Il convient donc de scinder notre échantillon en deux groupes distincts ; la valeur du stock de capital humain correspondant à la rupture optimale étant de 0.624⁸. Le premier groupe comprend les économies à faible niveau de capital humain et compte 54 observations. Le second, qui regroupe les économies à haut niveau de capital humain, comprend les 27 observations restantes. Nous avons ensuite cherché à savoir pour chacun des deux sous-échantillons ainsi obtenus s'il était possible de détecter une rupture de second niveau. Nous avons donc reconduit nos tests de rupture dont les résultats sont présentés dans les tableaux 2 et 3 respectivement pour les pays à faible et fort niveaux d'éducation.

Tableau 2 – Tests de rupture (N=54)

	Valeur du LM test	Bootstrap P-value
GDP60	4.694	0.913
SE60	8.150	0.284
GINI60	5.564	0.775

En ce qui concerne le sous-échantillon comprenant les 54 économies à faible niveau de capital humain, aucune rupture de second niveau n'a pu être détectée. Par conséquent, nous pouvons conclure que ce groupe constitue un « club » ou « régime » (le régime 1) caractérisé par un faible niveau d'éducation. Au sein de ce régime, le taux de croissance annuel moyen est de 2,1 % alors qu'il est de 3,24 % pour les 27 autres économies. Par conséquent, le franchissement du seuil de capital humain peut ajouter 1,2 point de croissance supplémentaire au taux de croissance annuel moyen, soit plus de 50 %, ce qui est très important.

⁸ Si l'hypothèse H0 avait été rejetée pour plus d'une variable, la variable de transition retenue aurait été celle dont la *bootstrap p-value* aurait été la plus faible.

Tableau 3 – Tests de rupture (N=27)

	Valeur du LM test	Bootstrap P-value
GDP60	11.576	0.01
SE60	7.491	0.27
GINI60	10.668	0.015

Pour le sous-échantillon d'économies à haut niveau d'éducation, l'hypothèse H0 est acceptée pour la variable de capital humain et rejetée au seuil de 5% pour les variables de PIB par tête et d'inégalités. Les *bootstrap p-values* de ces deux variables étant très voisines, afin de trancher quant au choix de la variable de transition, nous avons comparé la qualité de l'ajustement économétrique des deux estimations réalisées en retenant respectivement le Pib par tête et l'inégalité comme variable de transition. Il convient alors de privilégier comme variable de transition celle conduisant à la variance résiduelle du modèle estimé la plus faible ($4.41 \cdot 10^{-5}$ pour les inégalités contre 0.00010446 pour le Pib par tête), soit ici, la variable d'inégalités. Nous avons donc scindé notre sous-échantillon en deux régimes distincts suivant la variable d'inégalités (la valeur du coefficient de gini correspondant à la rupture optimale étant cette fois de 0.444) : le premier, comprenant les économies faiblement inégalitaires et à haut niveau de capital humain (régime 2), soit 18 observations ; le second, regroupant les économies inégalitaires ayant un haut niveau d'éducation (régime 3), soit 9 observations. Nous avons enfin réitéré nos tests de rupture sur ces sous-échantillons. Les résultats obtenus conduisent tous à accepter l'hypothèse H0, donc à infirmer l'existence d'autres points de rupture.

Deux points de rupture ont donc été identifiés : l'un par rapport au capital humain, l'autre par rapport à la variable d'inégalités. Trois régimes ou clubs de convergence ont ainsi pu être mis en évidence. Le régime 1 comprend l'ensemble des économies caractérisées par un faible niveau d'éducation telles que le Sénégal, le Bangladesh, ou l'Equateur. Les économies constituant le second régime se caractérisent par un haut niveau d'éducation et de faibles inégalités. Au sein de ce groupe, figurent par exemple la Corée du Sud, Taiwan, Hong Kong, Singapour, le Japon, la Suède ainsi que le Danemark. Le taux de croissance annuel moyen y est de 3,7 %. Enfin, le régime 3 concerne les économies inégalitaires à haut niveau d'éducation comme le Brésil ou l'Afrique du Sud⁹. Le taux de croissance annuel moyen y est de 2,4 %. Par conséquent, le franchissement du seuil d'inégalités ôte 0,8 point au taux de croissance annuel moyen des 27 économies constituant les régimes 2 et 3. Si l'on compare ces

⁹ L'annexe 1 présente la liste des pays utilisés.

deux régimes, la différence est encore plus marquée. Ainsi, une fois que l'on a contrôlé par le seuil lié au capital humain, les inégalités impliquent un écart de taux de croissance annuel moyen de 1,3 point. La différence est donc appréciable ; elle confirme l'existence d'un seuil lié au niveau de la variable d'inégalité. Dans la section suivante, nous estimons notre relation de convergence pour chacun de ces trois régimes.

IV – Estimations des relations de convergence locale

Le tableau 4 présente l'estimation de la relation de convergence pour le régime 1. Seule la variable d'inégalités est significative. Au sein de ce club, les variations du stock de capital humain n'ont aucun effet sur la croissance. En outre, il n'y a pas de phénomène de convergence¹⁰. Enfin, le pouvoir explicatif du modèle s'avère très limité, le R² étant de 0,14.

Tableau 4 - Estimation de la relation de convergence pour le régime 1

	<i>Régime 1</i>
Constante	0.0418*** (4.01)
GDP60	-0.0009 (-0.85)
SE60	0.0172 (1.41)
Gini60	-0.0532*** (-2.90)
N. obs	54
R²	0.14

Entre parenthèses figurent les t de Student ; (*) le coefficient est significatif au seuil de 10%, (**) 5%, (***) 1 %. Les écarts-types des régressions ont été corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980).

Nous avons estimé cette même relation pour le second régime. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 5. Cette fois, seule la variable de Pib par tête est significative. Les variables de capital humain et d'inégalités n'exercent pour leur part aucun effet significatif sur la croissance. Un tel résultat n'est toutefois pas surprenant. En effet, les variables de capital humain et d'inégalités constituent les deux variables de transition. Ce sont donc les niveaux du stock de capital humain et des inégalités et non leur accroissement qui importent

¹⁰ Afin de tester la convergence absolue, il suffit, à la constante près, de régresser le taux de croissance du Pib par tête sur le niveau de celui-ci en début de période.

du point de vue de la croissance. D'ailleurs, au sein de ce groupe, il se produit un phénomène de convergence absolue traduisant le fait qu'une fois atteint un certain niveau d'éducation et sous un certain niveau d'inégalités, les pays convergent vers un même état stationnaire et ce quelles que soient leurs conditions initiales en matière de revenu par tête. Notons enfin que si le pouvoir explicatif du modèle s'avère très bon (le R^2 est de 0.84), le nombre de degrés de liberté se révèle être très limité.

Tableau 5 - Estimation de la relation de convergence pour le régime 2

	<i>Régime 2</i>
Constante	0.0471*** (3.15)
GDP60	-0.0058*** (-6.68)
SE60	0.0033 (1.08)
Gini60	0.0423 (0.87)
N. obs	18
R²	0.84

Entre parenthèses figurent les t de Student ; (*) le coefficient est significatif au seuil de 10%, (**) 5%, (***) 1%. Les écarts-types des régressions ont été corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980).

Le tableau 6 présente les résultats de la régression obtenue pour le troisième régime. Au sein de ce club, nous n'avons pas décelé de phénomène de convergence conditionnelle ni même absolue. En effet, compte tenu de leur haut niveau de capital humain, ces économies se retrouvent dans une situation intermédiaire. Il n'est donc pas certain qu'elles demeurent enfermées dans un piège de pauvreté. Les variables de capital humain et d'inégalités sont, pour leur part, significatives au seuil de 5% mais, alors que la variable de distribution est du signe attendu, le signe de la variable d'éducation est contraire à l'intuition. L'une des explications possibles serait liée à la composition de ce groupe qui compte des pays inégalitaires et à haut niveau d'éducation comme le Brésil ou l'Afrique du Sud. Au sein de ces économies, l'éducation profite essentiellement aux couches les plus aisées. Compte tenu de leur haut niveau de capital humain et de la décroissance des rendements marginaux de l'éducation, il se peut qu'un accroissement de leur stock de capital humain se traduise par un ralentissement de la croissance. Certes, ce type d'explication permet de rendre compte du signe négatif du coefficient de la variable de capital humain. Il se peut néanmoins qu'un tel

résultat soit imputable à la taille de notre échantillon qui ne compte que 9 observations. Par conséquent, si le pouvoir explicatif de ce modèle peut paraître bon (le R^2 est de 0,74), il convient là encore de relativiser nos résultats compte tenu du faible nombre de degrés de libertés.

Tableau 6 : Estimation de la relation de convergence pour le régime 3

	<i>Régime 3</i>
Constante	0.1839** (3.78)
GDP60	0.0002 (0.42)
SE60	-0.09** (-3.45)
Gini60	-0.1553** (-2.77)
N. obs	9
R²	0.74

Entre parenthèses figurent les t de Student ; (*) le coefficient est significatif au seuil de 10%, (**) 5%, (***) 1%. Les écarts-types des régressions ont été corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980).

Afin de remédier à ce type de difficultés, nous nous inspirons de Serranito (2004) ainsi que de Berthélémy et Varoudakis (1996) et estimons notre relation de convergence pour chacun de nos trois régimes sur l'ensemble de l'échantillon, soit 81 observations. Il convient pour cela de multiplier chacune des variables de la régression par une *dummy* pour chacun des trois régimes. Les résultats obtenus sont présentés dans le tableau 7. Ces derniers sont identiques à ceux présentés précédemment, aux nombres de degrés de liberté près qui sont maintenant suffisants.

Tableau 7 - Estimation des relations de convergence locales sur l'échantillon complet

	<i>Régime 1</i>	<i>Régime 2</i>	<i>Régime 3</i>	<i>Echantillon complet</i>
Constante	0.0418*** (3.85)	0.0471*** (3.29)	0.1839*** (4.68)	0.0548*** (6.35)
GDP60	-0.0009 (-0.82)	-0.0058*** (-6.99)	0.0002 (0.52)	-0.0025*** (-2.74)
SE60	0.0172 (1.35)	0.0033 (1.13)	-0.09*** (-4.28)	0.009** (2.43)
GINI60	-0.0532*** (-2.78)	0.0423 (0.91)	-0.1553*** (-3.42)	-0.0666*** (-4.01)
N. obs	81			81
R ²	0.5			0.22

Les écarts-types des régressions ont été corrigés de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980). Entre parenthèses figurent les t de Student ; (***) les coefficients estimés sont significatifs à 1 %, (**) 5 % et (*) 10 %.

V - Conclusion

Dans ce travail, nous avons testé l'hypothèse de convergence locale notamment à partir d'une variable d'inégalités. En nous appuyant sur la méthode de détection des seuils proposée par Hansen (2000), nous avons pu identifier deux points de rupture. Le premier d'entre eux est détecté pour la variable de capital humain dont le rôle dans la non-stabilité des relations de convergence a fait l'objet de nombreux développements (Durlauf et Johnson, 1995 ; Berthélémy et Varoudakis, 1995 et 1996). Un premier régime d'économies à faible niveau d'éducation est ainsi mis en évidence. Au sein de ce groupe, aucun phénomène de convergence n'est à l'œuvre. En outre, un accroissement des inégalités implique un ralentissement de la croissance. Enfin, l'effet du stock de capital humain ne joue qu'en niveau puisque la variable d'éducation n'est pas significativement différente de zéro. Une rupture de

second niveau a ensuite été identifiée pour la variable d'inégalités. Deux autres régimes ont ainsi pu être dégagés. Le régime 2 se caractérise par de faibles inégalités et un haut niveau d'éducation, alors que le régime 3, qui partage la caractéristique d'un niveau élevé de capital humain, se présente comme un club fortement inégalitaire. Au sein du second régime, émerge la conclusion que l'effet des inégalités et du stock de capital humain ne joue qu'en niveau compte tenu de la non-significativité des variables d'inégalités et d'éducation. En outre, ce régime se caractérise par un processus de convergence absolue. Enfin, pour le troisième régime, il n'y a pas de convergence et les variables de distribution et d'éducation sont significatives avec un signe négatif, donc contre-intuitif pour la variable de capital humain. Une explication possible tient au caractère décroissant des rendements marginaux de l'éducation qui, dans les pays où le capital humain est essentiellement détenu par les plus riches, peuvent impliquer en cas d'augmentation de celui-ci un ralentissement de la croissance.

Nos résultats permettent donc d'expliquer les conclusions antinomiques présentes dans la littérature selon lesquelles il existerait une relation décroissante selon les uns et croissante selon les autres entre le niveau initial des inégalités et le taux de croissance de long terme. Dans le présent travail nous avons montré que l'effet négatif des inégalités sur la croissance ne valait que pour les économies à faible stock de capital humain, comme le régime 1, ou pour celles qui ont un haut niveau d'éducation mais qui sont inégalitaires par ailleurs (cf. régime 3). Or, il est probable que ces économies tendent, par leur nombre, à influencer sur le signe négatif de la relation décelée dans la plupart des estimations présentes dans la littérature. D'après les résultats obtenus pour le régime 2, l'effet des inégalités ne jouerait qu'en niveau, les variations de ces dernières n'étant pas significativement différentes de zéro. Au sein de ce club, qui regroupe les économies les plus développées (celles de l'OCDE et les dragons asiatiques) et qui se caractérise par un haut niveau d'éducation ainsi que de faibles disparités de revenus et de richesses, un accroissement des inégalités n'aurait aucun effet sur la croissance. Le niveau des inégalités exerce toutefois une influence capitale sur les trajectoires nationales des économies puisque c'est de celui-ci que dépend l'appartenance de ces dernières au « club des pays riches ».

Annexe 1 – les pays de l'échantillon

AFRIQUE DU SUD
Allemagne de l'Ouest
ARGENTINE
AUSTRALIE
Autriche
BANGLADESH
BARBADE
Belgique
BENIN
BOLIVIE
BOTSWANA
BRESIL
CAMEROUN
CANADA
CHILI
CHYPRE
COLOMBIE
CONGO
COSTA RICA
DANMARK
EL SALVADOR
EQUATEUR
Espagne
ETATS UNIS
FIJI
FINLANDE
FRANCE
GRECE
GUATEMALA
GUYANA
HONDURAS
HONG KONG
INDE
INDONESIE
IRAK
IRAN
IRELANDE
ISRAEL
Italie
JAMAIQUE
JAPON

JORDANIE
KENYA
LIBERIA
MALAWI
MALAYSIE
MAURICE
Mexique
MYANMAR
NEPAL
NORVEGE
NOUVELLE ZELANDE
PAKISTAN
PANAMA
PARAGUAY
PAYS BAS
PEROU
PHILIPPINES
PORTUGAL
REPUBLIQUE DE COREE.
REPUBLIQUE DOMINICAINE
ROYAUME UNI
RWANDA
SENEGAL
SEYCHELLES
SINGAPOUR
SRI LANKA
SUEDE
SUISSE
SWAZILAND
TAIWAN
TANZANIE
THAILANDE
TOGO
TRINIDAD ET TOBAGO
TUNISIE
TURQUIE
VENEZUELA
YOUGOSLAVIE
ZAMBIE
ZIMBABWE

Annexe 2 – description des variables utilisées

GDP60 : PIB réel par tête aux prix internationaux de 1985 (extrait de Summers et Heston version 5.5) pour l'année 1960 (Barro et Lee, 1994).

SE60 : nombre moyen d'années dans l'éducation secondaire pour la population âgée de plus de 25 ans (Barro et Lee, 1994).

GINI60 : coefficient de gini pour les années les plus proches de 1960 (WIID – UNDP, 1999).

$$\frac{\ln(y_{i,1985}) - \ln(y_{i,1960})}{t} = \text{taux de croissance annuel moyen du PIB par tête pour la période}$$

1960 – 1985 (Barro et Lee, 1994).

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Alesina A. et Rodrik D. (1994) : « Distributive Politics and Economic Growth » ; *Quarterly Journal of Economics*, 109, 2 ; pp. 465 - 490.

Attanasio O. et Binelli C. (2003) ; « Inequality, Growth and Redistributive Policies » ; mimeo (september).

Atkinson A.B. et Brandolini A. (2001) : « Promise and Pitfalls in the Use of Secondary Data-Sets : Income Inequality in OECD Countries As a Case Study » ; *Journal of Economic Literature*, 39, 3 ; pp. 771 – 799.

Azariadis C. et Drazen A. (1990) : « Threshold Externalities in Economic Development » ; *Quarterly Journal of Economics*, 105, 2, pp. 501-526.

Azizi K. (2002) : « Impact des inégalités sur la croissance : le rôle des rationnements financiers » ; *Région et Développement*, 15 ; pp. 25 – 56.

Banerjee A. et Duflo E. (2003) : « Inequality and Growth : What Can the Data Say ? » ; mimeo ; MIT (June).

Barro R.J. (2000) : « Inequality and Growth in a Panel of Countries » ; *Journal of Economic Growth*, 5 (March) ; pp. 5 – 32.

Barro R.J. et Sala-I-Martin X. (1992) : « Convergence » ; *Journal of Political Economy* ; 100, 2 (April) ; pp. 223- 251.

Benabou R. (1996) : « Inequality and Growth » ; *NBER Macroeconomics Annual*, 11 ; pp. 11-74.

Ben Salem M. et Perraudin C. (2001) : « Tests de Linéarité, Spécification et Estimation de Modèles à Seuil : Une Analyse Comparée des Méthodes de Tsay et de Hansen » ; *Economie et Prévision*, 148, Avril-Juin ; pp. 157 – 176.

Bernard A. et Durlauf S.N. (1996) : « Interpreting Tests of the Convergence Hypothesis » ; *Journal of Econometrics*, 71 ; pp. 161 – 173.

Berthélémy J.C. et Varoudakis A. (1995) : « clubs de convergence et Croissance : le Rôle du Développement Financier et du Capital Humain » ; *Revue Economique*, 46, 2 ; pp. 217 – 235 (mars).

Berthélémy J.C. et Varoudakis A. (1996) : « Economic Growth, Convergence Clubs, and The Role of Financial development » ; *Oxford Economic Papers*, 48 ; pp. 300 – 328.

Clarke G. (1995) : « More Evidence on Income Distribution and Growth » ; *Journal of Development Economics*, 47, 2 ; pp. 403 – 428.

Deininger K. et Squire L. (1996) : « A New Data Set Measuring Income Inequality » ; *World Bank Economic Review*, 10, 3 ; pp. 565 – 591.

Deininger K. et Squire L. (1998) : « New Ways of Looking at Old Issues : Inequality and Growth » ; *Journal of Development economics*, 57 ; pp. 259 – 287.

Durlauf S.N. et Johnson P.A.(1995) : « Multiple Regimes and Cross-country Growth Behavior » ; *Journal of applied Econometrics*, 10 ; pp. 365 – 384.

Fishlow A. (1995) : « Inequality, poverty and Growth : Where do We Stand ? » ; in *Proceedings of the 1995 annual World Bank Conference on Development Economics*, Pleskovic B. (eds), Wahington D .C, The World Bank.

Forbes K.J. (2000) : « A Reassessment of The Relationship Between Inequality and Growth » ; *American Economic Review*, 90, 4 (september) ; pp. 869 -887.

Hansen B.E. (2000) : « Sample Splitting and Threshold Estimation » ; *Econometrica*, 68, 3 ; pp. 575 – 603 (May).

Hansen B.E. (1996) : « Inference When a Nuisance Parameter is not Identified Under the Null Hypothesis » ; *Econometrica*, 64 ; pp. 413 – 430.

Jean-Pierre Ph. (1997) : « Sélection et Tests de seuils de convergence » ; *Revue Economique* ; pp. 429 – 440.

Kuznets S. (1955) : « Economic Growth and Income Inequality » ; *American Economic Review*, 45, 51 ; pp. 1 – 28.

Mankiw N. G., Romer D. et Weil D. N. (1992) : « A contribution To the Empirics of Economic Growth » ; *Quarterly Journal of Economics*, 107, 2 (May) ; pp. 407 – 437.

Perotti R. (1996) : « Growth, Income Distribution and Democracy : What the Data Say » ; *Journal of Economic Growth*, 1, 2 ; pp. 149 – 187.

Persson T. et Tabellini G. (1994) : « Is Inequality Harmful For Growth » ; *American Economic Review*, 84, 3 ; pp. 600 – 621.

Savvides A. et Stengos T. (2000) : « Income Inequality and Economic Development : Evidence from the Threshold Regression Model » ; *Economic Letters*, 69 ; pp. 207 – 212.

Serranito F. (2004) : « Openness, Growth and Convergence Clubs : a Threshold Regression Approach » ; Document de travail du CEPN n° 09 - 2004.

Tsay R.S. (1989) : « Testing and Modelling Threshold Autoregressive Processes » ; *Journal of the American Statistical Association*, 84, 405 (mars) ; pp. 231 – 240.