

**RATTRAPAGE TECHNOLOGIQUE DANS LA REGION MENA:
UNE EVALUATION PAR LES TESTS DE RACINE UNITAIRE SUR DONNEES DE
PANEL A RUPTURES ENDOGENES**

**Antonia LOPEZ VILLAVICENCIO
Francisco SERRANITO***

juin 2010
Version Provisoire

Maîtres de Conférences,
Centre d'Economie de Paris Nord (CEPN) CNRS
Université de Paris 13 Nord, 99 av. J.B. Clément 93430 Villetaneuse, France.
serranito@univ-paris13.fr.

Résumé :

La notion de convergence stochastique implique que l'hypothèse de convergence sera rejetée si le différentiel de revenu est non stationnaire. Cependant cette définition n'est valide que si le processus de convergence entre les deux pays est déjà terminé. La prise en compte de la possibilité d'un rattrapage économique des pays les plus pauvres devrait se traduire par une croissance plus rapide des ces derniers. Par conséquent les écarts de revenus devraient intégrer des tendances déterministes décroissantes. Nous formalisons théoriquement cette intuition à l'aide d'un modèle de croissance stochastique néoclassique à technologie hétérogène. Nous appliquons ensuite ce modèle à la question de rattrapage économique de huit pays de la région MENA vers le niveau de revenu européen. Nous approximons la tendance déterministe non linéaire par une fonction linéaire avec ruptures et appliquons le test de racine unitaire sur données de panel à ruptures endogènes.

Abstract :

Stochastic convergence implies that the convergence hypothesis will be rejected if the income differential is not stationary. However, this definition is valid only if the convergence process between the two countries is already over. If we take into account the possibility of a catching-up then poorest countries should obtain a faster growth than developed countries. So income gaps should integrate deterministic decreasing trends. We formalize this intuition theoretically using a stochastic neoclassical growth model with heterogeneous technology. We then apply this model to the issue of per capita GDP catching-up of eight MENA countries towards the level of income in Europe. We approximate the nonlinear deterministic trend by a linear function with break and apply the panel unit root test with endogenous breaks.

JEL Classification : C12, C32, C33, D90, O40, O47.

Mots clés : rattrapage économique, modèle de croissance stochastique, diffusion du progrès technique, test de racine unitaire en panel avec ruptures endogène.

* corresponding author

INTRODUCTION

Depuis le travail pionnier de Baumol (1986), le test de l'hypothèse de convergence consiste à mener des régressions en coupe transversale du taux de croissance moyen expliqué par le revenu par habitant initial (cf. Barro (1991) et Barro et Sala-i-Martin (1991 et 1992)). L'hypothèse de la convergence est acceptée si une corrélation négative est estimée entre le taux de croissance moyen et le revenu initial. Cela implique que plus une économie est proche de sa valeur d'équilibre et plus son taux de croissance est faible¹. Bernard & Durlauf (1995, 1996) vont étendre cette définition au cas des séries temporelles. La convergence sera rejetée si l'écart de PIB réel par habitant entre deux économies intègre une tendance stochastiques et / ou une tendance déterministe. L'hypothèse de convergence sera ainsi rejetée si le différentiel de revenu est non stationnaire. Carlino et Mills (1993) montre que cette hypothèse est trop restrictive : en effet la stationnarité des écarts de revenu ne sera acceptée que si le processus de convergence entre les deux pays est déjà terminé. Ils étendent alors l'approche de la convergence stochastique par la prise en compte de la possibilité de rattrapage des pays les plus pauvres. Dans ce cas, on parlera de convergence si les écarts de revenus intègrent des tendances temporelles décroissantes².

Nous formalisons théoriquement leur intuition à l'aide d'un modèle de croissance stochastique néoclassique à technologie hétérogène. Nous étendons le modèle de croissance stochastique développé par Pesaran (2007) via l'introduction d'une fonction de diffusion du progrès technique au niveau international de type logistique (Benhabib & Spiegel, 2005). L'hypothèse d'un taux de croissance unique de la technologie pour l'ensemble des pays est clairement rejetée par les études empiriques (cf. par exemple Lee, Pesaran & Smith (1997) ou Di Liberto *et al*, 2008). Depuis les travaux théorique de Nelson & Phelps (1966) et empirique de Coe & Helpman (1995), le concept de diffusion imparfaite du progrès technique au niveau internationale est devenu crucial pour comprendre les disparités de performances au niveau technologique entre pays. Barro & Sala-i-Martin (1997) développent ainsi un modèle de croissance endogène à deux pays où le pays du Sud peut rattraper le niveau de développement du pays du Nord s'il engage dans un processus d'imitation³. Selon Caselli (2005), 60% de la variance des écarts de revenus calculée en coupe transversale s'expliquerait par des différences de niveau technologique entre pays en 1996.

Ce modèle permet de montrer deux résultats originaux. Tout d'abord si le coefficient de diffusion (ou d'imitation) est suffisamment élevé alors un processus de rattrapage technologique vers le niveau de revenu du pays leader peut s'enclencher. L'introduction de ce type de diffusion du progrès technique implique la présence d'une tendance déterministe non linéaire décroissante dans les écarts de revenus par tête pendant toute la phase de rattrapage. Ensuite, le corrolaire de ce premier résultat est qu'il suffit pour tester l'hypothèse de rattrapage de tester la valeur de la tendance déterministe. Ceci permet ainsi de dépasser une des limites de l'approche de Carlino & Mills soulignée par Dawson & Sen (2007) à savoir que

¹ Si tous les pays ont le même niveau de revenu par habitant à l'équilibre, alors les pays en développement doivent avoir un taux de croissance plus élevé que celui des pays développés. On parle alors de convergence absolue ou de rattrapage des pays les plus pauvres. Si les revenus d'équilibre sont différents, alors on assiste seulement à une convergence des taux de croissance ; on accepte alors l'hypothèse de convergence conditionnelle.

² Ce point est également défendu par Adjemian (2003) dans le cadre de son étude empirique sur la convergence des productivités européennes.

³ Même si l'imitation est un processus coûteux, ces auteurs montrent qu'il suffit que le coût de l'imitation au Sud soit inférieur à celui de l'innovation au Nord pour qu'un processus de rattrapage économique s'enclenche.

le coefficient de la constante et de la tendance déterministe devait être de signes opposés pour accepter l'hypothèse de convergence.

Ce modèle est alors appliqué à la question de rattrapage économique de huit pays de la région MENA vers le niveau de revenu européen (mesurée soit par le niveau moyen du revenu des pays du sud de l'Europe soit par celui de la France). Nous approximons la tendance déterministe non linéaire par une fonction linéaire avec ruptures et appliquons le test de stationnarité sur données de panel de Carrion, Del Barrio & Lopez (2005). L'hypothèse de rattrapage dépend du pays leader considéré. Elle est toujours refusée si le pays leader est la France et elle est acceptée dans le cas de la Tunisie à partir de 1988 et de la Turquie à partir de 2001 si le pays leader est la moyenne du sud de l'Europe.

L'article est organisé de la manière suivante. Dans la section deux, nous présentons le modèle de croissance stochastique à technologie hétérogène. Dans la troisième section présente, nous présentons une revue de la littérature sur la question de la convergence des revenus dans la région MENA. La quatrième section présente les tests de stationnarité sur données de panel de Carrion, Del Barrio & Lopez (2005). La cinquième section regroupe l'ensemble des nos résultats économétriques et enfin la sixième et dernière section présente nos conclusions finales.

2- HOMOGENEITE VERSUS HETEROGENEITE DE LA TECHNOLOGIE, CROISSANCE STOCHASTIQUE ET CONVERGENCE

Le résultat de convergence du modèle de Solow (1956) provient de deux hypothèses majeures : l'existence de rendements croissants du capital et une parfaite diffusion du progrès technique au niveau international. Ainsi, cette hypothèse d'homogénéité de la technologie implique une absence de disparités des taux de croissance au niveau internationale (Phillips & Sul, 2007). Cependant, cette hypothèse est largement rejetée par les travaux empiriques (Caselli, 2005). Ainsi selon Faberger (1994), les disparités des taux de croissance entre pays s'expliquent essentiellement par des différences entre leurs niveaux de technologie.

Lee, Pesaran & Smith (1997) ont testé l'hypothèse d'homogénéité sur un échantillon de 102 pays non pétrolier sur la période 1960-1989. Cette hypothèse est largement rejetée sur leur échantillon. Le taux de croissance du progrès technique varieraient entre -3.1% jusqu'à 7.4% entre les pays. Di Liberto *et al* (2008) reviennent sur la problématique de l'homogénéité ou de l'hétérogénéité des niveaux technologique en mesurant les niveaux de productivité globale des facteurs (TFP) sur un échantillon de 76 pays. Sur la période 1960-2003, ils obtiennent deux résultats importants : tout d'abord il existerait une très forte hétérogénéité des taux de croissance de la TFP au niveau internationale et ensuite il n'y aurait aucun mouvement de convergence dans les niveaux de TFP entre pays.

Dans cette section, nous allons montrer comment l'introduction d'hétérogénéité technologique modifie les résultats concernant la convergence des revenus. Nous montrerons notamment que l'introduction d'un processus de diffusion imparfait du progrès technique implique la présence d'une tendance déterministe non linéaire et décroissante dans les séries des écarts des revenus. Nous présentons tout d'abord le modèle de croissance stochastique néoclassique de Pesaran (2007) qui postule une homogénéité technologique et ensuite son extension au cas hétérogène en introduisant une fonction de diffusion du progrès technique logistique à la Benhabib & Spiegel (2005).

2.1- Le modèle de croissance néoclassique stochastique

Notre point de départ est le modèle de croissance de Solow stochastique proposé par Binder & Pesaran (1999) et complété par Lee, Pesaran & Smith (1997). La présentation de ce modèle de croissance stochastique s'inspire de Pesaran (2007). On suppose que le revenu réel d'une économie (Y_{it}) s'exprime sous la forme d'une fonction Cobb-Douglas :

$$(1) \quad \begin{cases} Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha} & \alpha < 1 \\ \text{avec :} \\ K_{it} = I_{it-1} + (1-\delta)K_{it-1} \\ I_{it} = s_i Y_{it} \end{cases}$$

K_{it} représente le stock de capital, L_{it} l'emploi et enfin A_{it} décrit le niveau technologique du pays. On suppose que tous les pays sont décrits par la même fonction de production : ceci se traduit en particulier par un coefficient α identique pour tous les pays. Nous retenons aussi l'hypothèse simplificatrice d'un même taux de dépréciation du capital, δ , pour tous les pays. Les pays peuvent se différencier dans leur dotations en travail, dans leur niveau technologique et enfin dans leur taux d'épargne (s_i) qui est supposé exogène. L'emploi et la technologie sont des variables aléatoires. Ils sont la somme d'une composante déterministe et d'une composante stochastique, plus précisément ils s'expriment sous la forme :

$$(2) \quad a_{it} \equiv \log(A_{it}) = \bar{a}_{i0} + g_i t + u_{it}$$

$$(3) \quad l_{it} \equiv \log(L_{it}) = \bar{l}_{i0} + n_i t + v_{it}$$

Avec $\bar{a}_{i0} = E(a_{i0})$, $\bar{l}_{i0} = E(l_{i0})$, g_i et n_i sont les taux de croissances de la technologie et de l'emploi et enfin u_{it} et v_{it} sont les composantes stochastiques de la technologie et l'emploi. Pesaran (2007) suppose que, quelque soit le degré d'intégration des ces deux dernières variables, l'hypothèse de stationnarité et d'ergodicité de $\Delta(u_{it} + v_{it})$ est toujours vérifiée.

On peut démontrer que le revenu par tête (y_{it}) va avoir la même distribution limite que le niveau technologique (a_{it}) et il peut s'exprimer sous la forme suivante (cf. annexe 1) :

$$(4) \quad y_{it} = c_i + g_i t + u_{it} + \eta_{it}$$

avec $c_i \equiv \bar{a}_{i0} + \frac{\alpha}{1-\psi_i} (\gamma_i - g_i - n_i)$

Le revenu par tête se décompose ainsi en trois composantes distinctes :

- i. Un effet fixe individuel (c_i),
- ii. Une composante déterministe qui dépend du taux de croissance de la technologie ($g_i t$),

iii. Une composante stochastique qui dépend des chocs u_{it} et η_{it} ⁴.

Bernard & Durlauf (1995) ont introduit la notion de convergence stochastique : les écarts de revenus entre pays doivent être stationnaires et de moyenne nulle⁵. Cette condition implique donc l'absence de tendances stochastique, de tendances déterministes et d'une constante dans la série d'écart de revenus. L'application de cette condition au modèle de croissance néoclassique stochastique précédent donne :

$$(5) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E_t [y_{it+k} - y_{jt+k}] = (c_i - c_j) + (g_i - g_j)t + E((u_{it+k} - u_{jt+k})/I_t) + E((\eta_{it+k} - \eta_{jt+k})/I_t)$$

On constate immédiatement que dans ce modèle l'hypothèse de convergence des revenus par tête provient de l'hypothèse de convergence des niveaux technologiques entre pays. Pesaran (2007) se place dans le cadre du modèle de Solow ce qui implique que le progrès technique se diffuse parfaitement, sans coût et de manière instantanée entre les différents pays. Cette hypothèse entraîne d'une part l'égalisation des taux de croissance de la technologie ($g_i = g_j \forall t$) et d'autre part la vérification de l'hypothèse de cointégration des chocs technologiques entre pays⁶. En retenant cette hypothèse de parfaite diffusion du progrès technique, l'hypothèse de convergence stochastique est vérifiée si les effets fixes individuels sont tous égaux : ($c_i = c_j$).

Cependant, selon Pesaran (2007), cette dernière condition est celle qui a le moins de chance d'être vérifiée. En effet, comme le montre l'expression de l'équation (4), l'égalisation des effets fixes individuels implique que les deux pays ont les mêmes paramètres structurels à savoir les mêmes taux de croissance de la population ($n_i = n_j$), les mêmes taux d'épargne ($s_i = s_j$) et les mêmes niveaux initiaux de technologie ($\bar{a}_{i0} = \bar{a}_{j0}$). Nous retrouvons ici l'idée que la définition de la convergence stochastique de Bernard & Durlauf (1995) revient à tester l'hypothèse de convergence absolue puisque les pays sont identiques dans tous leurs paramètres structurels. Cette définition implique par ailleurs que le mouvement de rattrapage entre les pays s'est achevé au moment du test puisqu'elle requiert l'absence de tendances déterministes⁷.

⁴ Par définition η_{it} est toujours un processus stationnaire, au contraire de u_{it} qui peut l'être ou pas (cf. annexe 1).

⁵ Pour être plus précis la condition de convergence stochastique entre la pays i et j est la suivante : $\lim_{k \rightarrow \infty} E[(y_{it+k} - y_{jt+k})/I_t] = 0 \quad \forall t$

⁶ Pesaran (2007) suppose ainsi son modèle les chocs technologiques peut être expliqués par un certain nombre de facteurs communs à tous les pays et des chocs idiosyncratiques stationnaires propre à chaque pays.

⁷ Pesaran (2007) introduit le concept de convergence par paire (« *paire-wise convergence* ») afin de pouvoir modéliser des situations où les pays ont des paramètres structurels différents. Ceci permet de tester l'hypothèse de convergence conditionnelle dans un cadre de séries temporelles. Il propose dans ce but une nouvelle définition de la convergence moins stricte qui se définit en termes de probabilité conditionnelle. Dans cette nouvelle définition, les écarts de revenus doivent être stationnaire autour d'une constante non nulle. Cette nouvelle définition ne permet toujours pas de tester l'hypothèse de rattrapage car les écarts de revenus ne peuvent intégrer des tendances déterministes.

L'absence de tendance déterministe dans le modèle de croissance stochastique standard s'expliquerait par l'égalité des taux de croissance technologique entre pays ($g_i = g_j$) comme le montre l'équation (5). Si la diffusion du savoir n'est plus parfaite et instantanée alors la possibilité que les écarts de revenus soient stationnaires autour d'une tendance déterministe redevient d'actualité. Pour accepter l'hypothèse de convergence il faudra alors introduire la possibilité d'un rattrapage économique entre pays. Ceci fait l'objet du paragraphe suivant.

2.2- Rattrapage technologique et fonction de diffusion du progrès technique logistique

L'objectif de ce paragraphe est d'étendre le modèle de Pesaran (2007) en introduisant la possibilité d'une hétérogénéité des taux de croissance technologiques entre pays. Le modèle de croissance stochastique précédent semblerait relativement adapté pour décrire des économies avancées. La variable g_i s'interpréterait alors comme le taux d'innovation des pays du Nord provenant de leurs efforts de R&D. Cependant, ce modèle est difficilement transférable à la modélisation de situations plus probables mettant en présence des économies du nord qui innovent et des économies du sud qui imitent. Il semble vraisemblable de supposer que, en ce qui concerne les pays du sud, l'hypothèse d'imitation va permettre la diffusion du progrès technique au niveau internationale. Cependant, contrairement au modèle de Solow, cette diffusion n'est plus automatique et va dépendre de la capacité du pays du sud à adapter les technologies innovantes du nord (Nelson & Phelps, 1966).

Généralisant au cas non linéaire les travaux de Nelson & Phelps (1966), Benhabib & Spiegel (2005) proposent de modéliser les transferts technologiques à l'aide d'une fonction de diffusion logistique. Comme dans le cas de Nelson & Phelps (1966), la diffusion du progrès technique au Sud va dépendre de la distance par rapport à la frontière technologique. Cette frontière technologique étant mesurée par le niveau technologique atteint par le pays du nord ou par le pays Leader. Cependant, contrairement de l'hypothèse de Nelson & Phelps, l'impact de la distance sur la diffusion n'est plus linéaire⁸. Ainsi, la diffusion du progrès technique est réduite lorsque la distance par rapport à la frontière s'accroît. Ce phénomène peut s'expliquer par une plus grande difficulté à adopter des technologies très différentes de celles actuellement disponible dans le pays. Par conséquent, le rattrapage technologique serait d'autant plus faible que le pays est loin ou proche de la frontière technologique et plus important pour des situations intermédiaires. Avec ce type de spécification, il pourrait exister des situations où sous certaines conditions sur la vitesse de diffusion du progrès technique le processus de rattrapage ne peut pas avoir lieu⁹.

En retenant une version simplifiée du modèle de Benhabib & Spiegel (2005) la fonction de diffusion du progrès technique s'exprimerait sous la forme suivante :

$$(6) \quad g_i = \frac{\dot{A}_i}{A_i} \equiv \mu_i + \lambda_i \frac{A_i}{A_L} \left(\frac{A_L}{A_i} - 1 \right) = \mu_i + \lambda_i \left[1 - \frac{A_i}{A_L} \right]$$

⁸ Dans le cas de la spécification de Nelson & Phelps (1966), appelé modèle de diffusion exponentielle par Benhabib & Spiegel (2005), on assisterait à un mouvement de convergence pour l'ensemble des pays puisque plus on est loin de la frontière et plus le taux de diffusion est important.

⁹ Comme le soulignent Benhabib & Spiegel (2005), au plan théorique il n'y a aucune raison priori de préférer la spécification logistique à celle exponentielle. Au plan empirique, toutefois, le modèle non linéaire semble être préférable. Ainsi, en coupe transversale sur un échantillon de 84 pays, Benhabib & Spiegel (2005) montrent que la spécification logistique est toujours préférée à celle exponentielle.

où A_L mesure le niveau technologique du pays Leader, μ_i le taux d'innovation propre au pays du sud qui dépendrait de ses dépenses en R&D et enfin λ_i qui représente le taux de diffusion technologique¹⁰.

La résolution de l'équation précédente conduit au résultat suivant concernant le rapport des niveaux technologiques (Benhabib & Spiegel, 2005) :

$$(7) \quad \frac{A_i}{A_L} = \frac{1}{e^{-(\lambda_i + \mu_i - g_L)t} \left[\frac{A_{L0}}{A_{i0}} - \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i - g_L} \right] + \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i - g_L}}$$

si $\lambda_i + \mu_i \neq g_L$ où $g_L = \dot{A}_L / A_L$ est le taux d'innovation d'équilibre du pays Leader qui est supposé constant¹¹.

Benhabib & Spiegel (2005) montrent alors que la convergence des niveaux technologiques va dépendre de la valeur de la vitesse de diffusion du progrès technique. En effet, le ratio limite des niveaux technologiques entre le pays du Sud et le pays Leader est défini par :

$$(8) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A_i(t)}{A_L(t)} = \begin{cases} \frac{\lambda_i + \mu_i - g_L}{\lambda_i} & \text{si } \lambda_i > g_L - \mu_i \\ 0 & \text{si } \lambda_i < g_L - \mu_i \end{cases}$$

La convergence ou la divergence des niveaux technologiques (et donc des revenus par tête comme nous l'avons vu précédemment), dépend ainsi de l'ampleur du degré de diffusion du progrès technique entre pays. Si le paramètre de diffusion du progrès technique (λ_i) est suffisamment élevé, alors on assistera à long terme à une convergence des taux de croissance du progrès technique et à un rattrapage partiel des niveaux de technologie. En effet :

$$(9) \quad \text{Si } \lambda_i > g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} g_i(t) = g_L$$

Dans le cas contraire où le degré de diffusion est faible, on obtiendra une divergence des taux de croissance:

$$(10) \quad \text{Si } \lambda_i < g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} g_i(t) = \lambda_i + \mu_i < g_L$$

Dans le cas particulier où le taux de diffusion du progrès technique correspond exactement au différentiel de croissance entre les taux d'innovation du pays Leader et de celui du Sud, alors les taux de croissance seront égaux dans les deux pays :

¹⁰ Ce modèle est une version simplifiée de celui proposé par Benhabib & Spiegel (2005) car nous supposons que le taux de diffusion du progrès technique est constant et exogène et ne dépend pas du niveau de capital humain du pays. C'est une hypothèse simplificatrice qui ne modifie pas les résultats. Cette hypothèse de constance du paramètre de diffusion est aussi retenue par Duczynski (2002 et 2003).

¹¹ Cette hypothèse implique que le pays Leader a atteint son niveau d'équilibre stationnaire et que donc son revenu par tête va croître à ce taux.

$$(11) \quad \text{Si } \lambda_i = g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad g_i(t) = g_L \quad \forall t$$

Le modèle de Pesaran (2007) peut donc être considéré comme un cas particulier d'un modèle plus général de croissance stochastique avec diffusion du progrès technique. Cette hypothèse très restrictive et peu probable pourrait expliquer les conclusions défavorables à la convergence obtenues par Pesaran (2007). Ainsi, sur un échantillon de 101 pays sur la période 1971-2000 et sur 5050 couples de pays analysés, l'hypothèse de convergence n'est acceptée que dans 3.8% de ces couples.

Si on reprend le modèle de Pesaran (2007) complété par la fonction de diffusion logistique de la technologie, l'espérance conditionnelle de l'écart de PIB par tête s'exprime sous la forme :

$$(12) \quad E_t[y_{Lt+k} - y_{it+k}] = (c_L - c_i) + (g_L - g_i(t))t + E((u_{Lt+k} - u_{it+k})/I_t) + E((\eta_{Lt+k} - \eta_{it+k})/I_t)$$

De nouveau, si les chocs technologiques sont cointégrés et si les chocs (η_{it}) sont stationnaires alors :

$$(13) \quad E_t[y_{Lt+k} - y_{it+k}] = (c_L - c_i) + (g_L - g_i(t))t$$

et

$$\lim_{k \rightarrow \infty} E_t[y_{Lt+k} - y_{it+k}] = (c_L - c_i)$$

car si $\lambda_i > g_L - \mu_i$ alors $\lim_{t \rightarrow \infty} g_i(t) = g_L$

Par conséquent à long terme une fois que le processus de rattrapage s'est achevé, les écarts de revenus sont stationnaires autour d'une constante; on retrouve ici la condition de convergence du modèle de Pesaran (2007). Cependant, si le processus de diffusion est suffisamment élevé alors pendant la dynamique transitoire on doit assister à la présence d'une tendance déterministe non linéaire et décroissante.

Deux enseignements principaux peuvent être tirés de ce modèle. Premièrement, le modèle de croissance néoclassique stochastique avec diffusion du progrès technique permet de montrer que la présence de tendances déterministes dans les écarts de revenus n'est pas incompatible avec l'hypothèse de convergence. La seule restriction réside dans le fait que ces tendances déterministes doivent être des fonctions non linéaires et décroissantes dans le temps si le degré de diffusion du progrès technique est relativement élevé ($\lambda_i > g_L - \mu_i$). Ainsi une fois la phase de rattrapage passée, la tendance déterministe doit s'annuler (cf. graphique 1a) Dans le cas contraire où le taux de diffusion du progrès technique est insuffisant, l'écart des taux de croissance de la technologie converge vers une valeur strictement positive ce qui entraîne l'apparition d'une tendance déterministe positive à long terme dans les écarts de PIB par tête entraînant une divergence de ceux-ci (cf. graphique 1b).

Deuxièmement, le modèle de croissance stochastique avec diffusion logistique du progrès technique permet ainsi de donner des fondements théoriques à la notion de « convergence déterministe » introduite par Carlino & Mills (1993) et d'étendre leur test. En effet, selon ces auteurs, si l'hypothèse de convergence stochastique est acceptée entre les écarts de revenus, alors l'hypothèse de convergence peut être testée en vérifiant que la constante et le « trend » doivent être de signes opposés : si la constante est positive alors le coefficient du trend doit

être décroissant (Carlino & Mills, 1993). Cependant comme le démontrent Dawson & Sen (2007), il peut exister des situations où les deux coefficients ont le même signe et pourtant les pays sont dans une phase de rattrapage. Ce cas de figure limite par conséquent la portée empirique que l'on pourrait tirer de l'approche de Carlino & Mills appliquée à la problématique de la convergence. Au contraire, l'utilisation du modèle de croissance stochastique avec transfert de technologie permet de dépasser cette limite. En effet dans ce cas l'hypothèse de convergence ne dépend que du signe de la tendance déterministe et elle est indépendante de la valeur de la constante. La convergence sera acceptée si l'hypothèse de convergence stochastique est vérifiée et si la tendance déterministe est décroissante. On parlera de convergence conditionnelle à long terme si la constante est différente de zéro et de convergence absolue dans le cas opposé.

A notre connaissance il n'existe pas de test de racine unitaire autorisant une fonction non linéaire dans la partie déterministe de la série. Dans la suite de l'article, nous allons approximer cette fonction décroissante non linéaire par des tendances linéaires segmentées. Nous pourrions ainsi appliquer à la problématique de rattrapage technologique les tests de racines unitaires à ruptures endogènes.

3- CROISSANCE ET CONVERGENCE DANS LA REGION MENA : UNE REVUE DE LA LITTERATURE EMPIRIQUES

3.1- Les déterminants de la croissance dans la région :

Les performances économiques des pays de la région MENA (pays appartenant à l'Afrique du Nord et au Moyen-Orient) ont été très contrastées sur la période 1960-2000. Entre 1960 et 1985, le taux de croissance moyen de la région s'est situé à 3.7% par an (World Bank, 2003). Ce taux est inférieur à celui obtenu par l'Asie (4.3%), mais supérieur à celui de l'Amérique latine (1.6%). Le contre choc pétrolier et la baisse du prix du pétrole qui s'en est suivi ont plongé la région dans une crise économique durable. Sur les deux décennies suivantes, le taux de croissance obtenu par la région MENA a été plus faible que celui des autres régions dans le monde à l'exception des pays sub-sahariens. Par ailleurs, comparé à celui d'autres régions, le taux de croissance dans la région MENA s'est avéré extrêmement volatile au cours du temps (Nugent & Pesaran, 2007).

Nous reprenons ici la méthodologie de Nugent & Pesaran (2007) pour comparer les pays de la région MENA entre eux : ces auteurs préconisent de calculer le taux de croissance moyen du revenu par tête et le ratio de l'écart-type des taux de croissance sur la valeur absolue du taux de croissance moyen comme mesure de la volatilité. Les données de PIB par tête sont tirées des PWT 6.2 et nous retenons 8 pays de la zone MENA et 4 pays européens (cf. la section suivante pour la justification d'un tel choix). Les taux de croissance moyens ainsi que la volatilité pour l'ensemble de la période et pour les deux-sous-périodes 1960-1980 et 1981-2003 sont reportés dans le tableau 1¹².

Sur l'ensemble de la période, le seul pays à obtenir un taux de croissance supérieur à 3% est la Tunisie. L'Egypte, le Maroc et la Syrie ont obtenu des taux de croissance compris entre 2,5 et 3%. Même si ces 5 pays ont enregistré des taux de croissances supérieurs à celui de la France (2,6%), ces derniers restent tout de même inférieurs à ceux des pays du Sud de l'Europe (au dessus des 3%). Les performances de la Turquie ont été décevantes puisque le taux de

¹² Nous reprenons ici le découpage retenu par Nugent & Pesaran (2007).

croissance moyen n'a été que de 2,2% sur l'ensemble de la période. Les pays exportateurs de pétrole (Algérie et Iran) ont quant-à-eux obtenu les taux de croissance les plus faibles de la zone (à l'exception de la Jordanie) avec respectivement 1,4% et 1,8%. Si l'on compare par rapports au pays européens (hors Grèce), la croissance des pays de la région est marquée par une tres grande instabilité. De nouveau, la Tunisie et dans une moindre mesure l'Egypte semblent se différencier du comportement des autres pays de la région¹³. La volatilité de la croissance y est beaucoup plus faible et se rapproche des niveaux des pays du sud de l'Europe. L'analyse de la croissance par sous-périodes révèlent un ralentissement important de la croissance des pays de la région sur la seconde période à savoir 1981-2003. Ce ralentissement est surtout marqué pendant les années quatre-vingts¹⁴. Ceci s'explique par les fluctuations du prix du pétrole qui est un des déterminants essentiels de la croissance de la région. Pour les pays non pétroliers, l'impact du prix du pétrole sur leur activité économique passerait essentiellement par l'interdépendance des marchés du travail entre les pays producteur et les pays non producteurs (cf. Nugent & Pesaran (2007) sur ce point)¹⁵.

Les recherches pour comprendre les raisons de ces mauvaises performances ont impulsé ces dernières années un grand nombre de travaux sur les déterminants de la croissance dans la région (Hakura, 2004, Liman, 2004, Yousef, 2004). A partir de régressions de croissance à la Barro, Makdissi, Fattah & Liman (2007) ont montré trois points importants : tout d'abord l'utilisation du capital serait moins efficace dans la région MENA que dans d'autres régions, ensuite les bénéfices tirés de l'ouverture au commerce international seraient plus faibles et enfin l'effet de chocs externes négatifs y serait plus prononcé. Selon Ould Aoudia (2006) et Bhattacharya & Wolde (2010) ces résultats proviendraient en grande partie d'une mauvaise qualité des institutions dans la région. Pour Esfahani (2007), ces mauvaises performances s'expliqueraient aussi par des politiques macroéconomiques inadaptées : des politiques commerciales restrictives, une intervention importante et inefficace de l'Etat sur l'économie via par exemple l'octroi de subventions aux entreprises les moins performantes.

Tableau 1 : Performances et la volatilité de la croissance sur la période 1960-2003 (en %)

	61-80		81-03		60-03	
	Moyenne	ECT	Moyenne	ECT	Moyenne	ECT
Algérie	2,1	5,7	0,7	3,9	1,4	6,1
Egypte	3,0	1,9	2,7	0,7	2,8	1,4
Iran	3,0	3,0	0,8	8,0	1,8	4,2
Jordanie	0,6	12,1	-0,6	10,0	0,0	491,1
Maroc	4,6	1,1	1,3	3,9	2,8	1,9
Syrie	4,9	2,5	0,4	13,8	2,5	3,8
Tunisie	3,9	1,4	2,6	0,8	3,2	1,2
Turquie	2,3	1,5	2,1	2,0	2,2	1,7

¹³ On pourra se reporter à Kheir-El-Din & Moursi (2007) pour une analyse approfondie des déterminants de la croissance en Egypte, à Harrigan *et al.* (2006) dans le cas de la Jordanie, à Ozcan *et al.* (2007) dans le cas de la Turquie, Jalali-Naini (2007) dans le cas de l'Iran, Bechri & Naccache (2007) dans le cas de la Tunisie et Chemingui & El-Said (2007) en ce qui concerne l'Algérie.

¹⁴ La conjonction entre des déséquilibres macroéconomiques de plus en plus importants et de la chute des taux de croissance dans les années quatre-vingts explique que la plupart des pays de la région ont dû appliquer des plans d'ajustements structurels : le Maroc en 1983, la Tunisie en 1986, l'Algérie en 1987, la Jordanie en 1989, l'Egypte en 1991 et la Turquie en 1994.

¹⁵ La Jordanie se trouve dans une situation très particulière par rapport au reste de la région. Le taux de croissance moyen est presque égale à zéro sur l'ensemble de la période. Par ailleurs, ce pays est marqué par une volatilité exceptionnellement élevée. Ce résultat s'explique essentiellement par des raisons géostratégiques et l'impact du conflit israélo-palestinien sur ce pays.

Espagne	4,7	0,8	2,4	0,8	3,5	0,9
Grèce	5,5	0,8	1,3	1,9	3,2	1,3
Portugal	5,2	0,8	2,5	1,1	3,7	1,0
France	3,7	0,5	1,7	0,9	2,6	0,7

ECT est le ratio de l'écart-type du taux de croissance moyen sur la valeur absolue de la croissance moyenne sur la période considérée.

Abu-Qarn & Abu-Bader (2007) ont étudié les déterminants de la croissance dans 10 pays de la région MENA sur la période 1960-1998 à partir de la méthode dite de la « comptabilité de la croissance ». Dans l'ensemble des pays, la croissance est essentiellement expliquée par l'accumulation du capital. La technologie (mesuré par le résidu de Solow) ne serait pas un déterminant important de la croissance de ces pays. Ainsi sur l'ensemble de la période, la contribution du résidu de Solow à la croissance serait marginale pour la Tunisie, relativement importante pour le Maroc et pour l'Egypte¹⁶.

Au contraire pour un grand nombre de pays (Algérie, Iran, Syrie et Turquie), la contribution de la technologie à la croissance serait négative (cf. tableau 2)¹⁷. Le faible impact de la technologie sur la croissance dans la région s'expliquerait selon Maksidi *et al.* (2007) par une mauvaise qualité des institutions et par une inadéquation du système d'éducation biaisé vers l'emploi public. Dans le débat « technologie versus accumulation », la croissance de la région MENA penche très nettement en faveur de l'accumulation des facteurs de production comme moteur de la croissance. Ce résultat laisse donc présager que le phénomène de diffusion de la technologie serait relativement limité dans la région MENA.

Tableau 2 : Les déterminants de la croissance sur la période 1960-1998

Pays	Période	Croissance de Y/L (en %)	Contribution du facteur à la croissance (en %)		
			K/L	H	TFP
Algérie	60-98	1.20	1.64	0.30	-0.74
Egypte	60-98	3.15	1.40	0.69	1.07
Iran	60-98	1.03	2.64	0.34	-1.95
Maroc	60-98	1.71	1.08	0.28	0.35
Syrie	60-98	2.54	2.84	0.38	-0.67
Tunisie	60-98	2.30	1.93	0.33	0.03
Turquie	60-98	2.62	3.58	0.17	-1.13

Source : Abu-Qarn & Abu-Bader (2007) table 8 p. 768. Le résidu de Solow (TFP) est calculé à partir d'une fonction de production Cobb-Douglas où le coefficient de capital (α) est propre à chaque pays.

3.2- La convergence des revenus dans la région MENA : un survol des travaux

¹⁶ En ce qui concerne l'Egypte cette conclusion reste encore un sujet de débat. En utilisant une méthode de calcul différente Kheir-El-Din & Moursi (2007) montrent que sur la période 1960-1990 la croissance s'explique essentiellement par l'accumulation du capital, le rôle de la technologie étant minoritaire. La contribution de la technologie deviendrait le déterminant majoritaire de la croissance après 1990. Selon Kheir-El-Din & Moursi (2007), le rôle important de l'accumulation du capital dans un pays à faible épargne comme l'Egypte s'explique par des raisons géostratégiques : L'Egypte a toujours connu des afflux de capitaux importants via l'aide étrangère.

¹⁷ Ozcan et al. (2007) constatent toutefois dans le cas de la Turquie une importante modification des sources de la croissance depuis les années quatre-vingts. Ils montrent en effet que depuis cette période la croissance s'explique essentiellement par un accroissement de la TFP. Toutefois, le déclenchement de la crise financière en 2001 et le lancement d'un vaste programme de stabilisation de l'économie suite à cette dernière pourrait remettre en cause les performances turques.

L'évaluation des performances de ces pays en matière de convergence des revenus a été moins étudiée que celle des déterminants de la croissance. La question de la convergence au sein de la région MENA a tout de même été récemment étudiée par Rey (2005), Guetat & Serranito (2007 et 2009), Erlat (2007), Pesaran (2007) et Duasa (2008). Sur un échantillon de 22 pays de la région MENA, Rey (2005) utilise les tests de bêta et sigma convergence ainsi que l'approche des fonctions de densité multimodales et les matrices de transition à la Quah. Il montre que le processus de convergence observé au sein de la région MENA s'est interrompu à la fin des années quatre-vingts. Par ailleurs, la région serait caractérisée par des clubs de convergence différents. La région serait ainsi passée de trois clubs de convergence au début des années cinquante à deux clubs distincts en 2001.

Guetat & Serranito (2007) se placent dans le cadre de la convergence stochastique et utilisent les tests de racine unitaire sur données de panel pour estimer le processus de convergence au sein de la région MENA. Trois conclusions majeures émergent de leur travail. Tout d'abord, ils confirment les conclusions de Rey (2005) à savoir l'existence de clubs de convergence dans la région. Ensuite, il existerait de fortes disparités entre certains groupes de pays: notamment les pays pétroliers et non pétroliers. Enfin, le processus de convergence ou de divergence est fortement lié à des chocs exogènes comme par exemple la guerre du Golfe, ou le conflit israélo-palestinien. La croissance de ces pays dépendrait fortement de chocs de nature sociopolitiques ; et la stabilité politique serait aussi un élément important pour le développement futur de ces pays.

Pesaran (2007) applique le test de la convergence par paire à 4 pays de la région MENA (Israël, Egypte, Maroc, Turquie). Globalement les résultats sont peu favorables à la convergence puisque seulement 16% des couples au sein de la région MENA sont dits convergents avec le test ADF et 53% avec le test KPSS. Erlat (2007) reprend cette méthodologie avec un échantillon de 10 pays de la région. Il construit 23 couples et obtient les résultats suivants : 17% des couples sont convergents avec le test ADF, 48% avec le test KPSS et 30% avec le test ADF avec ruptures. Ces résultats confirment ceux de Pesaran à savoir l'absence de convergence au sein de la région¹⁸.

Une limite de ces articles est d'analyser la convergence des pays de la région MENA en prenant comme référentiel soit le niveau de revenu moyen de la région soit celui d'un autre pays de la région. L'article de Guetat & Serranito (2009) complète les travaux précédents en essayant de différencier les pays de la région MENA en termes de comportement de convergence ou divergence par rapport au pays du sud de l'Europe. Il sera ainsi possible de donner une classification des pays de la région MENA entre ceux qui convergeraient vers un équilibre haut (défini par les niveaux de revenus des pays de l'Europe du Sud) et ceux qui seraient pris dans une trappe de « sous-développement » et qui convergeraient vers un équilibre bas. Ces auteurs ont employé les tests de sigma-convergence et de bêta-convergence polynomiale à la Chatterji pour évaluer le processus de convergence. D'après leurs résultats, le processus de (sigma) convergence ne serait pas uniforme dans le temps. Il existerait un mouvement de convergence des pays de la zone MENA vers le niveau de revenus des pays du sud de l'Europe pendant la période 1973-1984. Cette conclusion reste valide si on analyse des sous groupes de pays, à l'exception des pays pétroliers qui eux divergent sur l'ensemble de la période. L'estimation de clubs de convergence à la Chatterji conduit au rejet de l'hypothèse de (bêta) convergence sur l'ensemble de la période (1960-2003). Il existerait toutefois un

¹⁸Un résultat paradoxal de ce travail est de montrer que au sein des couples de pays qui convergent, la Syrie est presque toujours un des deux membres.

mouvement de (bêta)convergence sur la sous période 1973-1984 rejoignant ainsi les conclusions des tests de sigma-convergence. Sur les autres sous périodes, l'hypothèse de divergence est validée.

L'objectif de cet article est de compléter les conclusions précédentes en utilisant l'approche des séries temporelles à la question de la convergence des niveaux de revenus des pays de la région MENA vers ceux des pays de l'Union Européenne (UE). Nous utiliserons des tests de convergence plus puissants à savoir les tests de racines unitaires avec deux ruptures endogènes de Lee & Strazicich (2003). A notre connaissance, l'emploi de ce type de test à la question du rattrapage économique de la région MENA est une des originalités de cet article.

3.3- Quel pays leader considérer pour la région MENA ?

Le niveau de revenu de l'UE nous semble une cible potentielle vers laquelle les revenus des pays de la région MENA pourraient converger pour plusieurs raisons. Tout d'abord l'UE est leur partenaire commercial principal. En effet, les échanges des pays de la zone MENA se font essentiellement avec les pays développés et plus particulièrement avec les pays de l'UE. Par exemple, en 2002 la part des exportations vers l'UE dans les exportations totales représentait 51.4% dans le cas de la Turquie, 62.3% pour l'Algérie, 70.4% pour le Maroc, 78.9% pour la Tunisie et seulement 40.7% pour l'Egypte (Femise, 2005)¹⁹. Ceci s'explique par la proximité géographique mais aussi par la politique commerciale favorable de l'UE envers les pays du pourtour méditerranéen. En appliquant un modèle de gravité, Péridy (2005) estime que les accords commerciaux de l'UE avec les pays de la région MENA ont permis une création de commerce de l'ordre de 20 à 27% du total des exportations de la région. Par ailleurs le calcul d'indicateurs du degré de similarité des structures de spécialisation montre que des pays comme la Tunisie et le Maroc seraient non seulement relativement proches entre eux en matière de spécialisation, mais aussi proches de pays de l'Europe de l'Est tels la Roumanie ou la Bulgarie (FEMISE, 2005). La Turquie quant à elle présenterait des similitudes de spécialisation avec les pays du sud de l'Europe comme le Portugal.

Ensuite, le partenariat euro-méditerranéen signé en 1995 à Barcelone qui prévoit la création d'une zone de libre-échange entre les deux rives de la méditerranée en 2010 inciterait fortement les gouvernements des pays du MENA à choisir une politique commerciale à orientation claire [Ould Aoudia, 2006] et devrait modifier à terme les performances de ces pays en termes de croissance et de convergence des revenus. Selon Dupuch *et al.* (2004) cet accord constitue une avancée dans l'intégration commerciale entre l'UE et les pays MENA. En effet, selon ces auteurs, « comparé aux accords de coopération renouvelés périodiquement, la pérennité du partenariat euro-méditerranéen pourrait permettre une plus grande crédibilité pour les investissements directs étrangers » [Dupuch *et al.*, 2004 p 112-113]. En étudiant la dynamique de spécialisation des pays de la région MENA à partir d'indicateurs de type RCA (Avantages Comparatifs Révélés), Filiztekin (2005) montre que le commerce avec l'UE a eu tendance à renforcer la spécialisation de ces pays dans les secteurs traditionnels et à faible contenu technologique. Il serait donc intéressant d'analyser si cette dynamique de spécialisation particulière a entraîné des effets de convergence ou de divergence des revenus.

Enfin, l'argument de « partenaires commerciaux naturels » entre l'UE et la région MENA pourrait être mobilisé pour justifier notre hypothèse. Selon cet argument, un accord commercial régional serait d'autant plus susceptible d'avoir des effets bénéfiques que les

¹⁹ Dans le cas de la Tunisie, ce résultat n'est pas surprenant puisque ce pays a été le premier de la région MENA en 1995 à signer un accord de libre-échange avec l'Union Européenne.

membres sont des partenaires commerciaux naturels. Schiff & Wang (2007) ont montré que ce résultat s'expliquerait par des transferts technologiques plus importants entre les pays du Nord et ceux du Sud si les deux pays sont des partenaires commerciaux naturels. Leurs résultats économétriques montrent que la Corée semble tirer un avantage supérieur du commerce avec le Japon, le Mexique de son commerce avec les Etats-Unis et la Jordanie du commerce avec l'UE.

Nous avons choisi comme cible pour les pays de la région MENA le revenu par tête moyen des pays du sud de l'Europe. Nous n'avons pas retenu les niveaux de revenus des PECO comme cible potentielle pour deux raisons. Tout d'abord, dans la base des PWT les données sur ces pays ne sont disponibles qu'à partir des années quatre-vingt-dix et nous voulions étudier le processus de convergence des pays MENA sur longue période. Ensuite, comme le font remarquer Schiff & Wang (2007) « ces pays ont connu un choc majeur, à savoir la disparition du bloc soviétique [ce qui a provoqué] des changements institutionnels, politiques et économiques massifs [...] durant la période étudiée ». La présence de ce choc sur une période d'observation aussi courte pourrait biaiser les estimations économétriques.

4- LE TEST DE RACINE UNITAIRE SUR DONNEES DE PANEL DE CARRION, DEL BARRIO & LOPEZ

Il est bien connu que l'omission de ruptures dans les séries peut conduire à des conclusions erronées lors de l'application du test de l'hypothèse de racine unitaire. Ce résultat démontré dans le cas des tests univariés s'étend au cas des données de panel. Pour y remédier, Carrion, Del Barrio, et Lopez (2005) ont développé un nouveau test sur données de panel en intégrant la possibilité de ruptures endogènes dans le test de Hadri (2000). Le test de Hadri était la version sur données de panel du test KPSS univariée.

Plusieurs caractéristiques rendent ce test intéressant. Tout d'abord, ce test a pour hypothèse nulle la stationnarité ce qui peut être considéré comme plus naturel pour les séries économiques contrairement à l'hypothèse nulle d'absence de stationnarité des autres tests sur données de panel. Cela implique qu'il doit y avoir des preuves solides contre la stationnarité pour avoir tendance à conclure en faveur de la non-stationnarité du panel. Deuxièmement, l'approche est assez générale pour permettre les changements structurels au niveau de la moyenne et / ou la tendance temporelle des séries chronologiques individuelles. En outre, chaque individu dans le groupe peut avoir un nombre différent de pauses situées à des dates différentes.

Pour décrire le test, soit y_{it} une variable stochastique s'écrivant sous la forme:

$$y_{it} = \alpha_{it} + \beta_i t + \varepsilon_{it}$$

avec α_{it} , le vecteur des variables exogène qui peut s'exprimer par :

$$\alpha_{it} = \sum_{k=1}^{mi} \theta_{ik} D(T_{bk}^i)_t + \sum_{k=1}^{mo} \gamma_{ik} DU_{i,kt} + \alpha_{it-1} + \nu_{it}$$

où $v_{it} \sim \text{i.i.d}(0, \sigma_{vi}^2)$ et $\alpha_{i0} = \alpha_i$, une constante, avec $i = \{1, \dots, N\}$ pays et $t = \{1, \dots, T\}$ années.

Les variables muettes $D(T_{bk}^i)_t$ et $DU_{i,k,t}$ sont définies par $D(T_{bk}^i)_t = 1$ pour $t = (T_{bk}^i)_{t+1}$ et 0 sinon; $DU_{i,k,t} = 1$ pour $t > T_{bk}^i$ et 0 sinon, où T_{bk}^i représente la kième

date de rupture du pays i . Carrion, Del Barrio, and Lopez (2005) suppose que ε_{it} et u_{it} sont mutuellement indépendants entre individus du panel et dans le temps.

Par conséquent, l'hypothèse nulle de stationnarité revient à tester l'hypothèse $\sigma_{ui} = 0$. Sous l'hypothèse nulle, les équations XX and XX s'écrivent:

$$x_{it} = \alpha_i + \sum_{k=1}^{m_i} \theta_{ik} DU_{i,k,t} + \beta_i t + \sum_{k=1}^{m_o} \gamma_{ik} DT_{b,k,t}^* + \varepsilon_{it}$$

avec la variable muette $DT_{b,k,t}^* = t - T_{b,k}^i$ pour $t > T_{b,k}^i$ et 0 sinon, $k = 1, \dots, m_i, m_i \geq 1$.

Le modèle XX comprend des effets individuels, des effets individuels incorporant des ruptures structurelle (i.e. des changements dans la valeur des contantes individuels), des effets temporels et enfin des ruptures de tendance (si $\gamma_{i,k} \neq 0$). En outre, le modèle est suffisamment général pour permettre les caractéristiques suivantes. Premièrement, les ruptures structurelles peuvent avoir des effets différents sur chaque séries chronologiques (les effets sont mesurés par θ_{it} et γ_{it}). Deuxièmement, le modèle ne restreint pas la date de la rupture : les ruptures peuvent être localisées à des dates différentes pour chaque pays. Troisièmement, chaque pays peut avoir un nombre différent de ruptures structurelles.

Afin d'estimer les points de rupture, Carrion (2005) suggèrent d'appliquer la procédure proposée initialement dans Bai et Perron (1998). Par conséquent, la statistique du test de l'hypothèse nulle de stationnarité du panel s'écrit :

$$LM(\lambda) = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left(\hat{w}_i^{-2} T^{-2} \sum_{t=1}^T \hat{S}_{it}^2 \right) \theta_{ik}$$

où $S_{it}^2 = \sum_{j=1}^t \hat{\varepsilon}_{ij}$ denotes the partial sum process that is obtained using the estimated residual of XX et $\hat{w}_i^{-2} T$ est un estimateur convergent de la variance de long terme de a ε_{it} .

Cette expression admet une certaine forme d'hétérogénéité dans le calcul de la variance de long terme de chaque individu du panel. On peut aussi mener le test en imposant une homogénéité de la variance de long terme. Dans ce cas de figure, cette dernière se calcule de la manière suivante $\hat{w}_i^{-2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N w_i^2$. Enfin, λ est utilisé dans XX pour désigner la dépendance des tests aux dates de la pause.

Carrion, Del Barrio, et Lopez (2005) montrent que la distribution limite du test suit une loi normal standard. Par conséquent, aucune nouvelle série de valeurs critiques doivent être calculées. Toutefois, puisque le test n'assume aucune dépendance transversale, ils suggèrent

d'utiliser les valeurs critiques d'une distribution bootstrap calculée. Les détails de la méthode bootstrap sont indiquées dans Maddala et Wu (1999).

5- LES RESULTATS DES TESTS EMPIRIQUES

Nous utilisons les données de revenus par tête en dollars PPA de la base de la Banque Mondiale sur la période 1961-2008. Dans notre échantillon, la région MENA regroupera 8 pays : Algérie, Iran, Egypte, Maroc, Tunisie, Jordanie, Syrie et Turquie. L'échantillon comprend tous les pays de la région MENA disponibles dans la base dont les données débutent en 1961. L'Europe du Sud est composée de l'Espagne, de la Grèce et du Portugal. Le niveau de revenu moyen de l'Europe du Sud est la moyenne des revenus par tête de ces trois pays. Nous avons reporté dans le graphique 2 les différentiels de PIB par tête entre l'Europe du Sud et les 8 pays de la région. A titre de comparaison, le graphique 3 présente les écarts de PIB par tête par rapport à la France.

Dans un premier temps, nous commençons par tester l'hypothèse de convergence stochastique en examinant la question de la présence ou de l'absence d'une racine unitaire dans les différentiels de PIB par tête ; dans un second temps, nous testons l'hypothèse de rattrapage technologique en estimant les différentes tendances déterministes linéaires segmentées. L'hypothèse de convergence sera rejetée si les différentiels de PIB par tête sont non stationnaires ou stationnaires autour des tendances déterministes positives. Au contraire, les pays seront en phase de rattrapage économique si les différentiels des PIB par tête sont stationnaires autour des tendances déterministes décroissantes.

5.1- Tests de l'hypothèse de stationnarité sur données de panel

Pour effectuer les tests, nous avons retenu un nombre maximum de 5 ruptures sur l'ensemble de la période. Le nombre de rupture optimal a été estimé en utilisant le critère de sélection LWZ²⁰. Pour l'ensemble des pays (à la notable exception de la Jordanie), nous estimons entre 2 et 3 ruptures par pays (cf. tableau 3 et 4).

Les résultats des tests de stationnarité sont très différents selon le pays leader retenu. Ainsi, si les écarts de revenus sont calculés par rapport à la France alors l'hypothèse nulle de stationnarité ne peut être acceptée au seuil de 5%. Par conséquent, les écarts de revenu intègrent une racine unitaire pour l'ensemble des pays du panel. L'hypothèse de convergence stochastique étant rejetée, on rejette aussi l'hypothèse de convergence entre les niveaux de revenus des pays MENA vers le niveau de revenu de la France.

Les conclusions sont complètement opposées si le pays leader retenu est maintenant le Sud de l'Europe. En effet dans ce cas, l'hypothèse nulle de stationnarité est acceptée au seuil de 5%. Les écarts de revenus ne possédant pas de racine unitaire, l'hypothèse de convergence stochastique est acceptée entre les pays de la région MENA et ceux du sud de l'Europe. Nous pouvons donc passer à la question du rattrapage économique dans ce dernier cas de figure.

²⁰ Les résultats étaient comparable si le critère BIC était utilisé.

Tableau 3: Test de stationnarité sur données de panel de Carrion et al sur le différentiel de revenu par rapport au Sud de l'Europe

	# de ruptures	Dates de ruptures estimées	
Algeria	3	1970-1985-1994	
Egypt	2	1972-1985	
Iran	3	1975-1982-1989	
Jordan	5	1967-1974-1981-1999	
Morocco	1	1974	
Syria	3	1973-1980-1991	
Tunisia	2	1980-1987	
Turkey	2	1982-2000	
	LM(λ)	Valeurs critiques calculées par Bootstrap	
		10%	5%
Panel (homogène)	3.397	13.240	14.597
Panel (hétérogène)	4.009	15.704	17.807

Le nombre de points de rupture a été estimée en utilisant les critères d'information permettant LWZ pour un maximum de $M_{max} = 5$ ruptures structurelles. La variance à long terme est estimée en utilisant à la fois la Bartlett et le noyau quadratique spectrale avec la sélection automatique des fenêtres de largeur de bande spectrale comme dans Andrews (1991), Andrews et Monahan (1992) et Sul et al. (2003). La distribution bootstrap est basée sur 2000 simulations.

Tableau 4: Test de stationnarité sur données de panel de Carrion et al sur le différentiel de revenu par rapport à la France

	# de ruptures	Dates de ruptures estimées	
Algeria	2	1986-1996	
Egypt	2	1972-1986	
Iran	4	1975-1982-1989-1998	
Jordan	4	1974-1981-1988-1999	
Morocco	2	1974-1999	
Syria	2	1974-1991	
Tunisia	2	1971-1987	
Turkey	2	1979-2000	
	LM(λ)	Valeurs critiques calculées par Bootstrap	
		10%	5%
Panel (homogène)	12.180	5.802	6.659
Panel (hétérogène)	12.052	16.593	18.600

Le nombre de points de rupture a été estimée en utilisant les critères d'information permettant LWZ pour un maximum de $M_{max} = 5$ ruptures structurelles. La variance à long terme est estimée en utilisant à la fois la Bartlett et le noyau quadratique spectrale avec la sélection automatique des fenêtres de largeur de bande

spectrale comme dans Andrews (1991), Andrews et Monahan (1992) et Sul et al. (2003). La distribution bootstrap est basée sur 2000 simulations.

5.2- Test de l'hypothèse de rattrapage technologique avec le sud de l'Europe

Les séries de différentiel de PIB par tête avec le sud de l'Europe s'étant avérées stationnaires, nous allons maintenant estimer les différentes tendances linéaires segmentées en retenant les dates de ruptures localisées par le test de Carrion et al (2005). Les résultats sont reportés dans le tableau 6.

Concernant l'Algérie, nous estimons trois dates de rupture en 1970, 1985 et 1994. Le processus de convergence ou de divergence entre ce pays et l'Europe du Sud serait ainsi caractérisé par quatre périodes distinctes. Cependant, le coefficient estimé de la tendance déterministe est toujours positif sur l'ensemble des sous périodes. L'hypothèse de rattrapage est donc refusée et on assiste à un mouvement de divergence sur l'ensemble de la période. L'Algérie n'a pas su tirer profit de la rente pétrolière pour instaurer des politiques économiques qui permettraient de moderniser son économie en favorisant le développement d'un secteur privé plus efficace bénéficiant de transferts de technologies importants. Cette absence de transferts technologiques pourrait s'expliquer par la difficulté à attirer des investissements directs étrangers : Nugent & Pesaran (2007) montrent en calculant un indice de performance de l'investissement direct étranger que l'Algérie se classe dans le bas de l'échelle des pays de la région MENA²¹.

En ce qui concerne le différentiel de PIB par tête entre l'Europe du Sud et l'Egypte, nous estimons les deux ruptures significatives en 1972 et 1985. En matière de convergence, deux grandes périodes semblent se dessiner. Nous obtenons un processus de convergence de 1961 à 1972 (le coefficient estimé de la tendance est de -0.044), puis un processus de divergence jusqu'à la fin de la période. Ces résultats semblent conforter pas notre hypothèse que la convergence s'expliquerait essentiellement par la technologie. En effet, en comparant les épisodes de convergence avec le taux de croissance de la productivité calculés par Kheir-El-Din & Moursi (2007), on constate que la période de convergence estimée correspond à la période où le taux de croissance du résidu de Solow est le plus important²².

Dans le cas de l'Iran, le nombre de rupture optimale est de 3 : 1975, 1982 et 1989. En termes de convergence, deux périodes distinctes semblent émerger de nos résultats. Entre 1961 et 1975, on assiste à une phase de rattrapage (le coefficient de la tendance déterministe est décroissant). Après cette date, les coefficients de la tendance temporelle deviennent tous positif. On assiste alors à un mouvement de divergence entre l'Iran et les pays du Sud de l'Europe.

Concernant la Jordanie, 5 ruptures sont statistiquement significatives : 1967, 1974, 1981, 1989 et 1999. Toutefois, nous constatons que les coefficients estimés de la tendance déterministe sont positifs sur l'ensemble des périodes. Par conséquent, la Jordanie affiche un mouvement de divergence avec le sud de l'Europe. Ces résultats sont en phase avec les

²¹ Cet indice vaut respectivement 0,11 et 0,45 sur les périodes 1988-1996 et 1997-2004 contre respectivement 1,28 et 0,66 pour la moyenne des pays de la région.

²² Kheir-El-Din & Moursi (2007) calculent le résidu de Solow par le Filtre de Kalman et montrent l'existence de 2 ruptures importantes dans le cas de l'Egypte : 1977 et 1991. La croissance de la productivité aurait été importante sur la première période 1960-1977, modeste sur la seconde période 1977-1990 et enfin élevée de nouveau sur la dernière période.

mauvaises performances en termes de croissance de la Jordanie qui s'expliqueraient par l'impact négatif des différentes guerres irakiennes sur son économie (cf. Harrigan *et al.*, 2006):

Une seule rupture est estimée dans le cas du Maroc après le premier choc pétrolier (plus précisément en 1974). Cependant, en termes de convergence, on assiste à un mouvement de divergence sur l'ensemble de la période.

Si on analyse le processus de rattrapage de la Syrie, trois ruptures optimales sont estimées : 1973, 1980 et 1991. Cependant nous constatons un processus de divergence sur l'ensemble de la période. En effet, les coefficients des tendances déterministes sont tous positifs. Ces périodes de divergence sont relativement proches des phases de croissance distinctes identifiées par Jalali-Naini (2007) à savoir 1959-1977, 1978-1988 et 1989-2003. La croissance fut la plus élevée sur la première période grâce à un accroissement régulier des revenus pétroliers. La chute de la croissance sur la seconde période s'explique par la guerre avec l'Irak. Sur la dernière période la croissance s'améliore grâce à un taux de croissance plus élevé de la productivité qui s'explique par la mise en œuvre de politiques économiques favorisant le développement du secteur privé (Jalali-Naini, 2007).

La Tunisie et la Turquie affichent des comportements relativement semblables en matière de convergence. Dans le cas de la Tunisie, deux ruptures sont estimées et elles sont localisées en 1980 et 1987. Trois périodes distinctes semblent émerger lorsqu'on estime le processus de convergence de ce pays: une première période de convergence entre 1961 et 1980, une période de divergence entre 1981 et 1987 et enfin de nouveau une période de convergence ininterrompue des revenus avec le sud de l'Europe à partir de 1988. Les dates de ruptures estimées semblent cohérentes avec la stratégie de développement suivie par la Tunisie. Comme le notent Bechri & Naccache (2007), la Tunisie a connu trois phases de développement bien distinctes. La première allant de l'indépendance jusqu'à 1969 est caractérisée par une économie totalement planifiée. A partir des années 1970, le gouvernement modifie totalement sa stratégie et mène une politique de promotion des exportations. Toutefois, cette politique a conduit à terme à des déséquilibres macroéconomiques majeurs qui ont entraîné la mise en place d'un plan d'ajustement structurel en 1986.

En ce qui concerne la Turquie, les dates de ruptures sont estimées en 1982 et 2000. Après une phase de convergence entre 1961 et 1982, la Turquie connaît une forte période de divergence entre 1983 et 2000. Après 2001, le PIB par tête de la Turquie se remet de nouveau à converger vers celui des pays du Sud de l'Europe. A partir de 1960, Ozan *et al.* (2007) montrent que la Turquie a adopté une stratégie de substitution aux importations ce qui a permis d'obtenir un environnement macroéconomique relativement stable pendant les années soixante. Cependant à partir du milieu des années soixante-dix, des déséquilibres macroéconomiques commencent à apparaître et le taux d'inflation explose : il passe ainsi d'une moyenne de 5,2% par an dans les années soixante à 27% dans les années soixante dix. Ceci a conduit le gouvernement à changer radicalement de politique économique en annonçant en janvier 1980 la mise en place d'un plan de stabilisation important de l'économie qui s'est traduit par une libéralisation accrue de l'économie. Cette libéralisation a provoqué une grave crise financière en 1994 qui a entraîné la mise en place d'un plan d'ajustement structurel sous l'égide du FMI. L'échec de ce plan a entraîné en 2001 le déclenchement d'une crise financière parmi les plus sévères que l'économie turque ait eu à affronter. (Pour plus de détail, on pourra se reporter à Héricourt & Reynaud (2006).

Tableau 6 : Estimation des tendances segmentées

	Algérie	Egypte	Iran	Jordanie	Maroc	Syrie	Tunisie	Turquie
α_1	1.279 (43.07)	2.016 (119.4)	1.602 (60.88)	0.826 (25.90)	1.708 (68.96)	1.873 (56.36)	1.697 (91.43)	0.767 (32.99)
θ_1	0.021 (4.31)	0.036 (16.39)	-0.016 (-5.42)	0.0289 (4.06)	0.036 (12.22)	0.045 (10.67)	0.032 (10.63)	0.031 (9.84)
θ_2	1.750 (36.38)	3.176 (80.64)	-0.344 (-1.97°)	0.302 (3.79)		2.416 (13.23)	2.12 (80.23)	1.25 (50.84)
θ_3	-0.013 (-4.96)		0.100 (10.96)	0.111 (15.58)		-0.016 (-1.48)		
θ_4				3.048 (23.59)				
θ_5				-0.074 (-10.75°)				
β_1	0.422 (2.50)	-0.044 (21.81)	-0.375 (-1.57)	1.090 (6.10)	2.028 (80.16)	1.136 (8.05)	-0.013 (-9.57)	-0.004 (-4.98)
γ_1	0.042 (7.53)	2.159 (66.58)	0.087 (9.55)	0.014 (1.99)	0.003 (4.52)	0.041 (7.65)	2.194 (58.23)	2.51 (9.66)
γ_2	1.782 (14.83)	0.0004 (66.58)	2.101 (26.29)	1.546 (12.58)		1.637 (14.53)	-0.01 (-10.18)	-0.031 (-5.35)
γ_3	0.003		-0.002 (-1.34)	0.009 (2.51)		0.017 (6.15)		
γ_4	(0.99)			2.734 (13.73)				
γ_5				-0.018 (-3.88)				
R^2	0.964	0.961	0.972	0.991	0.874	0.877	0.896	0.880

CONCLUSION

L'objectif de cet article était de tester l'hypothèse de rattrapage économique à l'aide d'outils des séries temporelles. La notion de convergence stochastique introduite par Bernard & Durlauf (1995) et complétée par Pesaran (2007) renvoie aux propriétés statistiques des séries. L'hypothèse de convergence sera ainsi rejetée si le différentiel de revenu est non stationnaire. Carlino et Mills (1993) étendent l'approche de la convergence stochastique par la prise en compte de la possibilité de rattrapage des pays les plus pauvres : les différentiels de revenus par tête doivent être stationnaires autour de tendances déterministes décroissantes.

Nous formalisons théoriquement leur intuition à l'aide d'un modèle de croissance stochastique néoclassique complété par l'adjonction d'une fonction de diffusion du progrès technique au niveau internationale de type logistique (Benhabib & Spiegel, 2005). Nous montrons que si le coefficient de diffusion est suffisamment élevé alors un processus de rattrapage technologique vers le niveau de revenu du pays leader peut s'enclencher. L'introduction de ce type de diffusion du progrès technique implique ainsi la présence d'une tendance déterministe non linéaire et décroissante dans les écarts de revenus par tête pendant toute la phase de rattrapage.

Nous avons ensuite appliqué ce modèle à la question de la convergence de huit pays de la région MENA vers le niveau de revenu européen (mesurée soit par le niveau moyen du revenu des pays du sud de l'Europe soit par celui de la France). Nous approximons la tendance déterministe non linéaire par une fonction à tendances segmentées et appliquons le test de stationnarité sur données de panel de Carrion et al (2005).

L'hypothèse de convergence stochastique dépend du pays leader qui est considéré. Ainsi, si le pays leader est la France, alors l'hypothèse nulle de stationnarité est rejetée sur l'ensemble du panel. Le niveau de revenu des pays de la région MENA ne converge pas vers le niveau de revenu de la France. Au contraire, si le pays leader est le niveau moyen de l'Europe du Sud alors l'hypothèse nulle de stationnarité est acceptée. Cependant, tous les pays du panel intègrent des tendances déterministes. La question de l'existence d'un rattrapage économique peut donc être examinée. Il apparaît que sur les 8 pays, l'hypothèse de rattrapage économique n'est acceptée que dans le cas de la Tunisie depuis 1988 et de la Turquie depuis 2001. Pour tous les autres pays on assiste à un mouvement de divergence.

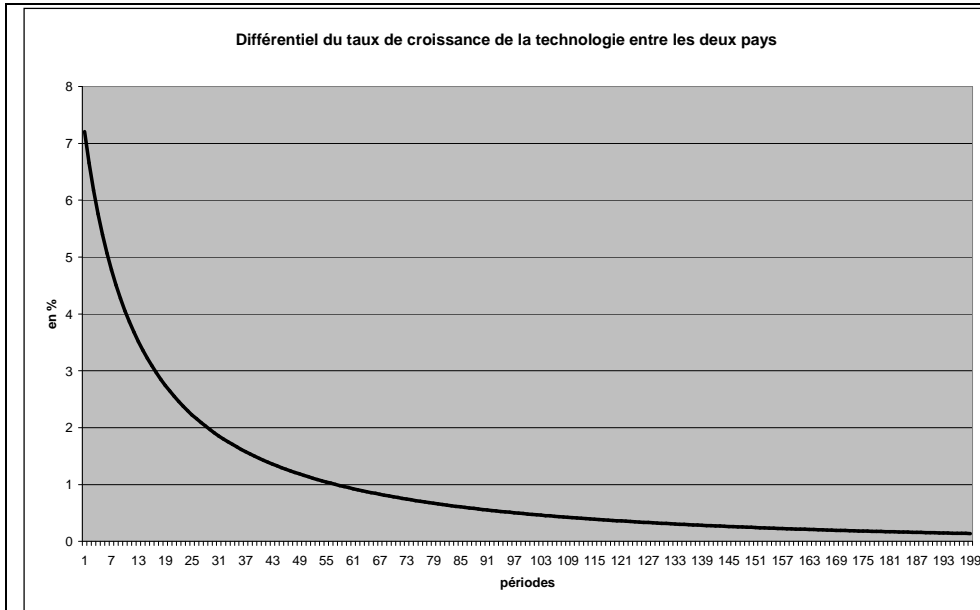
BIBLIOGRAPHIE

- ABU-QARN A. S. & ABU-BADER S. (2007) : « Sources of growth revisited : Evidence from selected MENA countries », *World Development*, Vol 35 No 5 pp 752-771.
- ADJEMIAN S. (2003) : « Convergence des productivités européennes : transition, rupture et racine unitaire », *Annales d'Economie et de Statistiques*, n°69, pp 31-53.
- BARRO R. (1991) : « Economic growth in a cross section of countries », *Quarterly Journal of Economics*, 106, pp 407-443.
- BARRO R. & SALA-I-MARTIN X.(1992) : « Convergence », *Journal of Political Economy*, 100, pp 223-251
- BAUMOL W. (1986) : « Productivity growth, convergence and welfare : What the long run data show », *American Economic Review*, 76 pp 1075-1085.

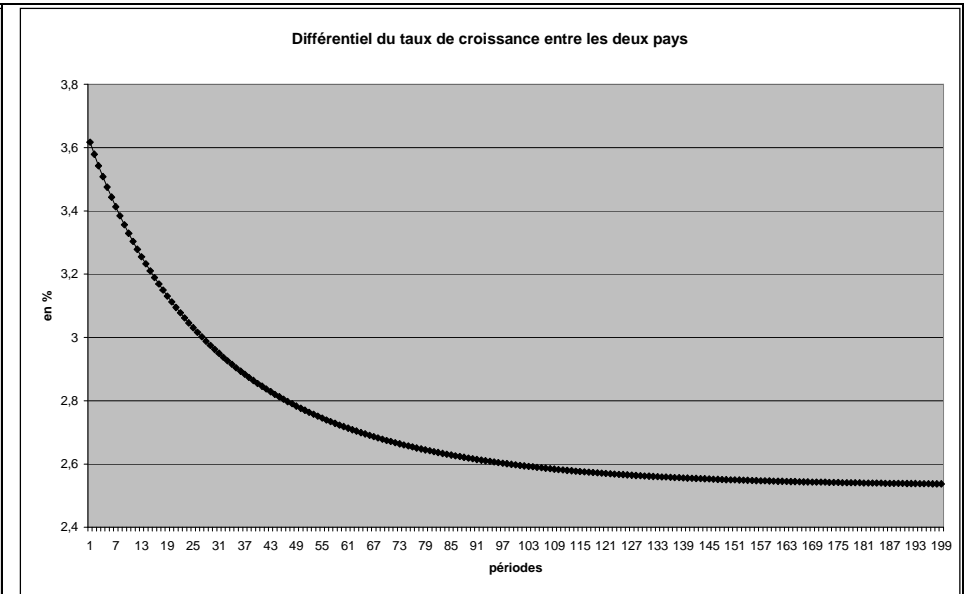
- BECHRI M. & NACCACHE S. (2007): "The political economy of development policy in Tunisia", in *"Explaining Growth in the Middle East"*, ed. by Nuggent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- BENHABIB J. & SPIEGEL M. (2005): "Human capital and technology diffusion", in Aghion P. & Durlauf S. (eds) *"Handbook of Economic Growth"*, chapter 13, Elsevier.
- BERNARD A. & DURLAUF S. (1995) : « Convergence in international output », *Journal of Applied Econometrics*, 10, pp 97-108.
- BERNARD A. & DURLAUF S. (1996) "Interpreting tests of the convergence hypothesis", *Journal of Econometrics*, 71 pp 161-173
- BINDER M & PESARAN M. (1999): "Stochastic growth models and their econometric implication", *Journal of Economic Growth*, 4 pp 139-183.
- BHATTACHARYA R & WOLDE H. (2010): "Constraints on growth in the MENA region", IMF Working Paper, No WP/10/30, February.
- BOUOUIYOUR J., HANDANE H. & MOUHOUD E.M. (2009): "Investissement directs étrangers et productivité. Quelles interactions dans le cas des pays du moyent-Orient et d'Afrique du Nord ? », *Revue Economique*, vol 60 , pp 109-131.
- CARLINO G. & MILLS L. (1993): "Are US regional economies converging? A time series analysis", *Journal of Monetary Economics*, 32, pp 335-346.
- CASELLI F. (2005): "Accounting for Income Differences Across Countries," in *Handbook of Economic Growth Volume 1A*, ed. by Philippe Aghion and Steven Durlauf, pp. 679-741 New York: North-Holland).
- CHEMINGUI M. & EL-SAID M. (2007): "Algeria's macroeconomic performance from 1962 to 2000", in *"Explaining Growth in the Middle East"*, ed. by Nuggent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- COE D. & HELPMAN E. (1995): "International R&D Spillovers", *European Economic Review*, may 39(5) pp 859-87.
- DAWSON J. & SEN A. (2007): "New evidence on the convergence of international income from a group of 29 countries", *Empirical Economics*, 33, pp 199-230.
- DAWSON J. & STRAZICICH M. (2006): "Time series tests of income convergence with two breaks: an updated and extension", Department of Economics, Appalachian State University.
- DI LIBERTO A., PIGLIARU F. & CHELUCCI P. (2008): "International TFP dynamics and human capital stocks: a panel data analysis, 1960-2003", Crenos Working Paper n°2008/12, Università di Cagliari, Italie.
- DUASA J. (2008): "Income convergence or divergence? Study on selected Muslim countries", MRPA Paper n° 11563.
- DUCZYNSKI P. (2003): "Convergence in a model with technological diffusion and capital mobility", *Economic Modelling*, vol 20 pp 729-740.
- DUCZYNSKI P. (2002): "Technological diffusion in the Ramsey model", *International Journal of Business and Economics*, vol 1 No 3, pp 243-250.
- DUPUCH S, MOUHOUD E & TALAHITE F. (2004): "L'Union européenne élargie et ses voisins méditerranéens: les perspectives d'intégration", *Economie Internationale*, n°97, pp 105-127.
- ERLAT H. (2007): "Time series approaches to testing income convergence in MENA countries", in *Topics in Middle Eastern and North African Economies, Proceedings of the Middle east Economic Association*, n°9 pp 355-378.
- FILIZTEKIN A. (2005): "The evolution of trade in MENA countries", Mimeo Université de Sabanci, Istanbul Turquie.
- GREASLY D. & OXLEY L. (1997): "Time series based tests of the convergence hypothesis: some positive results", *Economics Letters*, vol 56, Issue 2, pp 143-147.

- GUETAT I & SERRANITO F. (2007): "Income convergence within the MENA countries: a panel unit root approach", *Quarterly Review of Economics and Finance*, vol 46, pp 615-706.
- GUETAT I & SERRANITO F. (2009): "Convergence des pays de la région MENA vers le niveau de revenu des pays du sud de l'Europe : un examen empirique », *Economie Appliquée*, tome LXII, n° 2 pp 33-68.
- HESTON A, SUMMERS R. & ATEN B (2006): Penn World Table Version 6.2, Center for International Comparisons of Production, Income and Prices at the University of Pennsylvania, September 2006.
- HAKURA D.S. (2004) : "Growth in the Middle east and North Africa", IMF Working Paper n° 04/56, International Monetary Fund.
- HARRIGAN J., EL-SAID & H. & WANG C. (2006): "The IMF and the World Bank in Jordan: A case of over optimism and elusive growth", *Review of International Organization*, vol 1, pp 263-292
- HERICOURT J. & REYNAUD J. (2006) : "La crise monétaire turque de 2000/2001 : une analyse de l'échec du plan de stabilisation par le change du FMI", *Économie Internationale*, 108, pp 5-26.
- JALALI-NAINI A. (2007): "Economic growth and economic policy in Iran: 1950-2003", in "*Explaining Growth in the Middle East*", ed. by Nugent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- KHEIR-EL-DIN H. & MOURSI T.. (2007): "Sources of economic growth and technical progress in Egypt: an aggregate perspective", in "*Explaining Growth in the Middle East*", ed. by Nugent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- LEE J & STRAZICICH M (2001): "Break point estimate and spurious rejections with endogenous unit root tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 63, pp 535-558.
- LEE J & STRAZICICH M (2003): "Minimum LM unit root test with two structural breaks", *The Review of Economics and Statistics*, 85 pp 1082-1089.
- LEE K., PESARAN M & SMITH R. (1997): "Growth and convergence in a multi-country empirical stochastic Solow model", *Journal of Applied Econometrics*, 113 pp 319-323.
- LOEWY M & PAPELL D. (1996): "Are US regional income converging? Some further evidence", *Journal of Monetary Economics*, 38 pp 587-598.
- MAKDISI S. FATTAH Z. & LIMAN I. (2007): "Determinants of growth in the MENA countries", in "*Explaining Growth in the Middle East*", ed. by Nugent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- NABLI M. K. & VÉGANZONÈS-VAROUDAKIS M.-A.(2007): "Reform Complementarities and Economic Growth in the Middle East and North Africa", *Journal of International Development* 19, no. 1 : 17-54
- NELSON R. & PHELPS E. (1996): "Investments in humans, technological diffusion and economic growth", *American Economic Review*, 56 pp 69-75.
- NUGENT J.B & PESARAN H. (2007): "*Explaining Growth in the Middle East*", Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier.
- OULD AOUDIA J. (2006) : "Croissance et réformes dans les pays arabes méditerranéens", Rapport pour l'Agence Française du Développement (AFD), Paris, France.
- OZCAN K., OZLALE U. & SARIKAYA C. (2007): "Sources of growth and the output gap for the Turkish economy", in "*Explaining Growth in the Middle East*", ed. by Nugent J.B & Pesaran H. (Amsterdam; Boston, Massachusetts: Elsevier).
- PERRON P. (1997): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", *Journal of Econometrics*, 80 pp 355-385.
- PÉRIDY N. (2005) : "The trade effects of Euro-Mediterranean partnership : what lessons for ASEAN countries", *Journal of Asian Countries*, vol 16, pp 125-139.

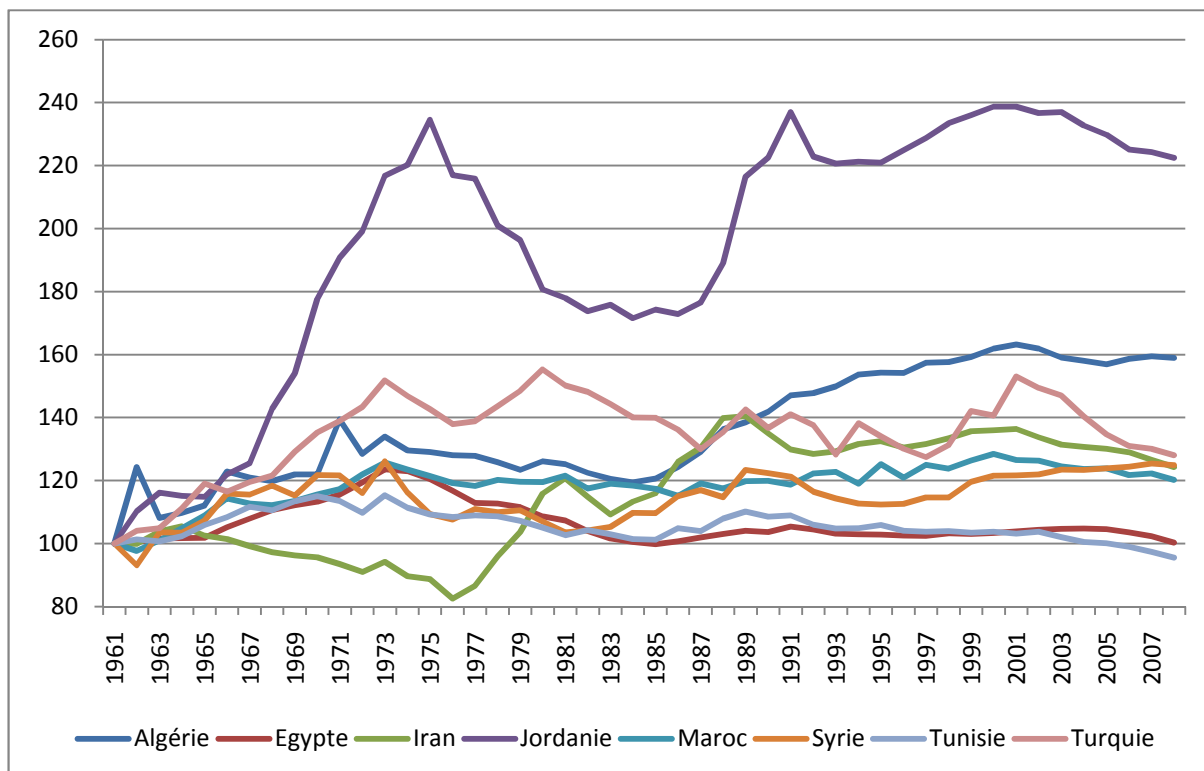
- PESARAN M. (2007): “A pair-wise approach to testing for output and growth convergence”, *Journal of Econometrics*, 138 pp 312-355.
- PHILLIPS P. & SUL D. (2007): “Some empirics on the economic growth under heterogeneous technology”, *Journal of Macroeconomics*, 29 pp 455-469.
- QUAH D. (1996): “Empirics for economic growth and convergence”, *European Economic Review*, 40 pp 1353-1375.
- REY S. (2005) : “Convergence réelle et convergence nominale dans les pays de la région MENA”, in FEMISE (2005), chapitre 4, pp 194-248.
- SCHMIDT P & PHILLIPS P. (1992): “LM tests for a unit root in the presence of deterministic trend”, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 pp 257-287.
- SOLOW R. (1956): “A contribution to the theory of economic growth”, *Quarterly Journal of Economics*, 70 pp 65-94.
- SCHIFF M. & WANG Y. (2007): “Transferts technologiques Nord-Sud, intégration régionale et dynamique de l’hypothèse de « partenaires commerciaux naturels »”, *Revue d’Economie du Développement*, n° 21(5) pp 69-84.
- STRAZICICH M., LEE J. & DAY E. (2004): “Are income converging among OECD countries? Time series evidence with two structural breaks”, *Journal of Macroeconomics*, 26 pp 131-145.
- YOUSEF T.(2004) : “ Development Growth and Policy Reform in the Middle East and North Africa since 1950”, *Journal of Perspective Economic*, vol 18 n°3, summer, pp 91-116.
- ZIVOT E & ANDREWS D. (1992): “Further evidence on the great crash, the oil-price shock and the unit root hypothesis”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, pp 251-270.



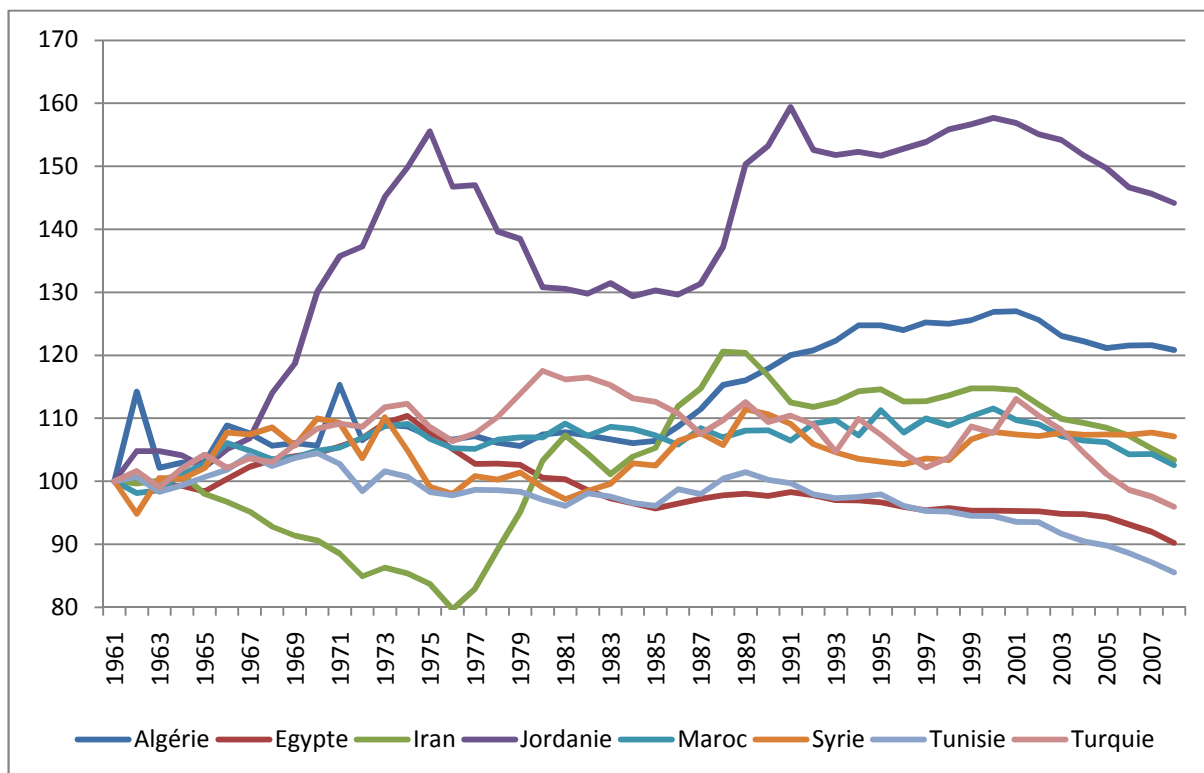
Graphique 1b : Convergence des taux de croissance
 (simulation de la fonction $(g_L - g_i(t))$
 avec $\lambda_i = 4\%$, $\mu_i = 4\%$, $g_L = 5\%$ et $A_{L0}/A_{i0} = 0.45$)



Graphique 1b : Divergence des taux de croissance
 (simulation de la fonction $(g_L - g_i(t))$
 avec $\lambda_i = 0.5\%$, $\mu_i = 4\%$, $g_L = 5\%$ et $A_{L0}/A_{i0} = 0.45$)



Graphique 2 : Ecart de PIB par tête par rapport à l'Europe du Sud (1961=100)



Graphique 3 : Ecart de PIB par tête par rapport à la France (1961=100)

ANNEXE 1 : LE MODELE DE CROISSANCE NEOCLASSIQUE STOCHASTIQUE (PESARAN, 2007)

La version stochastique du modèle de croissance de Solow a été étudié par Binder & Pesaran (1999) et complété par Lee, Pesaran & Smith (1997). La présentation du modèle de croissance stochastique que nous présentons s'inspire de celle proposée par Pesaran (2007). On suppose que le revenu réel d'une économie (Y_{it}) s'exprime sous la forme d'une fonction Cobb-Douglas :

$$(A1.1) \left\{ \begin{array}{l} Y_{it} = K_{it}^{\alpha} (A_{it} L_{it})^{1-\alpha} \quad \alpha < 1 \\ \text{avec :} \\ K_{it} = I_{it-1} + (1-\delta)K_{it-1} \\ I_{it} = s_i Y_{it} \end{array} \right.$$

K_{it} représente le stock de capital, L_{it} l'emploi et enfin A_{it} décrit le niveau technologique du pays. On suppose que tous les pays sont décrits par la même fonction de production : ceci se traduit en particulier par un coefficient α identique pour tous les pays. Nous retenons aussi l'hypothèse simplificatrice d'un même taux de dépréciation du capital, δ , pour tous les pays. Les pays peuvent se différencier dans leur dotations en travail, dans leur niveau technologique et enfin dans leur taux d'épargne (s_i) qui est supposé exogène. L'emploi et la technologie sont des variables aléatoires. Ils sont la somme d'une composante déterministe et d'une composante stochastique, plus précisément ils s'expriment sous la forme :

$$(A1.2) \quad a_{it} \equiv \log(A_{it}) = \bar{a}_{i0} + g_i t + u_{it}$$

$$(A1.3) \quad l_{it} \equiv \log(L_{it}) = \bar{l}_{i0} + n_i t + v_{it}$$

Avec $\bar{a}_{i0} = E(a_{i0})$, $\bar{l}_{i0} = E(l_{i0})$, g_i et n_i sont les taux de croissances de la technologie et de l'emploi et enfin u_{it} et v_{it} sont les composantes stochastiques de la technologie et l'emploi. Pesaran (2007) suppose que, quelque soit le degré d'intégration des ces deux variables, l'hypothèse de stationnarité et d'ergodicité de $\Delta(u_{it} + v_{it})$ est toujours vérifiée.

L'équation dynamique du stock de capital effectif par tête ($k_{it} \equiv K_{it}/A_{it}L_{it}$) est donnée par :

$$(A1.4) \quad \Delta \log(k_{it}) = -(g_i + n_i) - (\Delta u_{it} + \Delta v_{it}) + \log\left(s_i k_{it-1}^{-(1-\alpha)} + (1-\delta)\right)$$

Binder & Pesaran (1999) ont montré que si $\alpha > 0$, $\delta < 1$ et sous certaines conditions sur le processus $(u_{it} + v_{it})$ alors k_{it} converge vers une distribution asymptotique qui est invariante du temps. Le calcul de cette valeur d'équilibre nécessite la log-linéarisation de l'équation dynamique de k_{it} autour de sa valeur d'équilibre définie par : $E[\log(k_{i\infty})]$ où $k_{i\infty} = \lim_{t \rightarrow \infty} (k_{it})$ est une variable aléatoire qui détermine la distribution

d'équilibre de k_{it} .

Par définition, le taux de croissance du capital par tête anticipé est nul à l'équilibre : $E[\Delta \log(k_{i\infty})] = 0$. D'après l'équation (A1.4), on obtient alors :

$$(A1.5) \quad g_i + n_i = E \left(\ln \left[s_i e^{-(1-\alpha) \ln k_{i\infty}} + 1 - \delta \right] \right) \\ \text{car } E[\Delta u_{i\infty} + \Delta v_{i\infty}] = 0$$

En utilisant l'inégalité de Jensen, on obtient alors :

$$(A1.6) \quad g_i + n_i = \ln \left[s_i e^{-(1-\alpha) E(\ln k_{i\infty})} + 1 - \delta \right] + h_i \quad \text{avec } h_i > 0$$

Cette dernière équation, nous permet de calculer la valeur d'équilibre de $E[\log(k_{i\infty})]$, soit :

$$(A1.7) \quad E(\ln k_{i\infty}) = \frac{1}{1-\alpha} \left[\ln s_i - \ln \left(e^{g_i + n_i - h_i} - 1 + \delta \right) \right]$$

Il faut ensuite linéariser l'équation non linéaire (A.1.4), autour de la valeur d'équilibre du stock de capital par tête limite définie précédemment. On obtient ainsi (Pesaran, 2007) :

$$(A1.8) \quad \ln \left(s_i k_{it}^{-(1-\alpha)} + 1 - \delta \right) \equiv \gamma_i - (1 - \psi_i) \ln k_{it} + \zeta_{it} \\ \text{avec}^{23} \quad \psi_i \approx 1 - (1 - \delta)(n_i + g_i + \delta - h_i), \quad 0 < \psi_i < 1 \\ \gamma_i \approx (n_i + g_i - h_i) + (n_i + g_i + \delta + h_i) [\ln(s_i) - \ln(n_i + g_i + \delta - h_i)] \\ \zeta_{it} \text{ est l'erreur d'approximation suite à la log-linéarisation}^{24}.$$

Soit en remplaçant cette dernière expression dans (A.1.4) :

$$(A1.9) \quad \Delta \log(k_{it}) = -(g_i + n_i) - (\Delta u_{it} + \Delta v_{it}) + \gamma_i - (1 - \psi_i) \log(k_{it-1}) + \zeta_{it}$$

Comme l'équation d'évolution du PIB par tête ($y_{it} \equiv \log(Y_{it}/L_{it})$) s'exprime sous la forme :

$$(A1.10) \quad y_{it} = a_{it} + \alpha \log(k_{it})$$

Sachant que $\Delta y_{it} = \Delta a_{it} + \alpha \Delta \log(k_{it})$ et en supposant que l'erreur d'approximation est faible ($\zeta_{it} \equiv 0$)²⁵, le revenu par tête s'écrit alors :

$$(A1.11) \quad y_{it} = a_{it} + \frac{\alpha}{1-\psi_i} [\gamma_i - g_i - n_i] - \underbrace{\alpha \sum_{j=0}^{\infty} (1-\lambda_i)^j (\Delta u_{it-j} + \Delta v_{it-j})}_{\equiv \eta_{it}}$$

Soit :

²³ Pour des valeurs très faibles de n_i , s_i , g_i et h_i . Selon Lee, Pesaran & Smith (1997), $(1 - \psi_i)$ peut s'interpréter comme la version stochastique du coefficient de beta-convergence du modèle de Solow déterministe.

²⁴ Selon Lee, Pesaran & Smith (1997), on ne peut pas supposer que l'erreur d'approximation (ζ_{it}) soit un bruit blanc. Dans le cas général, ζ_{it} sera un processus corrélé dans le temps mais sa variance doit tendre vers zéro lorsque le stock de capital par tête s'approche de sa valeur d'équilibre.

²⁵ Pour plus de détail voir Lee, Pesaran & Smith (1997, p 362).

$$(A1.12) \quad y_{it} = c_i + g_i t + u_{it} + \eta_{it}$$

avec $c_i \equiv \bar{a}_{i0} + \frac{\alpha}{1-\psi_i}(\gamma_i - g_i - n_i)$

Cette expression peut aussi s'écrire :

$$(A1.12) \quad y_{it} = \bar{c}_i + a_{it} + \eta_{it}$$

avec $\bar{c}_i \equiv \frac{\alpha}{1-\psi_i}(\gamma_i - g_i - n_i)$

Cette équation implique immédiatement que y_{it} va avoir la même distribution limite que le niveau technologique (a_{it}). L'hypothèse de convergence des revenus ne peut ainsi provenir que de l'hypothèse de convergence des niveaux technologiques entre pays (en supposant que les pays ont les mêmes caractéristiques définies par $\bar{c}_i = \bar{c}$).