

CONVERGENCE ET RATTRAPAGE TECHNOLOGIQUE : UN TEST PAR LES SERIES TEMPORELLES DANS LE CAS DES PAYS DE LA REGION MENA

Francisco SERRANITO

Mai 2009

Maître de Conférences,
Centre d'Economie de Paris Nord (CEPN) CNRS
Université de Paris 13 Nord, 99 av. J.B. Clément 93430 Villetaneuse, France.
Tel : +33 (0) 1 49 40 20 85, Fax : +33 (0) 1 49 40 20 83 ;
serranito@univ-paris13.fr.

Version très préliminaire, ne pas citer

RESUME

La notion de convergence stochastique implique que l'hypothèse de convergence sera ainsi 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 pays les plus pauvres. 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 modélisons une fonction de diffusion du progrès technique au niveau internationale de type logistique et nous montrons que 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. 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 approximations la tendance déterministe non linéaire par une fonction linéaire avec ruptures et appliquons le test de racine unitaire à deux ruptures endogènes.

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

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

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 de revenu (voir Barro (1991) et Barro et Sala-i-Martin (1991 et 1992)). L'hypothèse de la convergence est acceptée si une corrélation négative est constatée entre le taux de croissance moyen et le revenu initial. Cela implique que plus une économie est proche de son état d'équilibre et plus son taux de croissance est faible. Si tous les pays ont le même niveau de revenu par habitant d'équilibre, alors les pays en développement doivent avoir un taux de croissance plus élevé que les pays développés. On parle alors de convergence absolue ou de rattrapage des pays les plus pauvres. Si les revenus d'équilibre sont différents, les pays convergent alors seulement vers les mêmes taux de croissance à long terme : on accepte alors l'hypothèse de convergence conditionnelle.

Quah (1996) et Bernard & Durlauf (1995, 1996) critiquent les tests de convergence en coupe transversale. Selon eux, un tel choix méthodologique souffre d'un certain nombre de problèmes économétriques qui vont créer un biais en faveur de l'acceptation de l'hypothèse de convergence. L'hypothèse de la convergence devrait être testée en utilisant des séries temporelles : on parle alors de convergence stochastique. Dans ce cadre, la convergence sera rejetée si l'écart de PIB réel par habitant entre deux économies intègre une tendance stochastiques et / ou une tendance déterministe (Bernard et Jones, 1996 et Pesaran, 2007). 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 qui implique une croissance plus rapide des pays les plus pauvres par rapport à celle des pays les plus riches. Ils démontrent que si l'on tient compte du rattrapage économique, alors les écarts de revenus doivent intégrer des tendances temporelles décroissantes¹.

Nous formalisons théoriquement leur intuition à l'aide d'un modèle de croissance stochastique néoclassique à technologie hétérogène entre pays. En effet, 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 & 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'imitation².

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). Nous montrons que 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

¹ Ce point est également défendu par Adjemian (2003) dans le cadre de son étude empirique sur la convergence de productivités européennes.

² 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.

progrès technique implique la présence d'une tendance déterministe non linéaire décroissante dans les écarts de revenus par tête pendant toute la phase de rattrapage³.

Nous appliquons ensuite ce modèle 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 celui de la France). Nous approximons la tendance déterministe non linéaire par une fonction linéaire avec ruptures et appliquons le test de racine unitaire à deux ruptures endogènes de Lee & Strazicich (2003). Ce test permet de limiter le biais de rejection fallacieuse présent dans d'autres tests par la prise en compte de ruptures dans l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire⁴.

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 nous présentons les tests de racines unitaires appliqués à la problématique du test de convergence des revenus. La quatrième section présente une revue de la littérature sur la question de la convergence des revenus dans la région MENA. La cinquième section regroupe l'ensemble des nos résultats économétriques et enfin la sixième et dernière section présente nos conclusions finales et certaines extensions possibles.

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. 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. Ainsi le taux de croissance du progrès technique varieraient entre -3.1% jusqu'à 7.4% entre les pays. Di Liberto & 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.

³ Ce résultat pourrait expliquer les conclusions défavorables à la convergence obtenues par Pesaran (2007). Ainsi, sur un échantillon de 101 pays sur la période 1971-200 et sur 5050 couples de pays analysés, l'hypothèse de convergence n'est acceptée que dans 3.8% de ces couples.

⁴ Strazicich, Lee & Day (2004) sont les premiers à appliquer le test de Lee & Strazicich (2003) à la question de la convergence des revenus par tête au sein des pays de l'OCDE. Dawson & Strazicich (2006) étendent les résultats précédents en analysant des pays développés et émergents. Cependant ces auteurs ne questionnent que la présence ou l'absence de racine unitaire dans les différentiels de revenus par tête. La question de la présence de tendances déterministes croissante ou décroissante n'est pas abordée. La problématique du rattrapage économique et du test de cette hypothèse par mes séries temporelles n'est donc pas bordée dans leur article.

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 du 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 :

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

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 qui 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. Nous supposons 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 :

$$(3) \quad \Delta \log(k_{it}) = -(g_i + n_i) - (\Delta u_{it} + \Delta v_{it}) + \log\left(s_i k_{it-1}^{-(1-\alpha)} + (1 - \delta)\right)$$

Binder & Pesaran (1999) ont montré que sous certaines conditions sur le processus $(u_{it} + v_{it})$ alors k_{it} converge vers une distribution asymptotique qui est invariante du temps. D'après l'équation (), ceci implique que le capital converge aussi à l'équilibre vers une valeur indépendante 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} . On obtient ainsi (Pesaran, 2007) :

$$(4) \quad \Delta \log(k_{it}) = -(g_i + n_i) - (\Delta u_{it} + \Delta v_{it}) + \gamma_i - (1 - \lambda_i) \log(k_{it-1}) + \zeta_{it}$$

avec $\lambda_i \approx 1 - (1 - \delta)(n_i + g_i + \delta - h_i)$, $0 < \lambda_i < 1$

$$\gamma_i \approx (n_i + g_i - h_i) + (n_i + g_i + \delta + h_i) [\ln(s_i) - \ln(n_i + g_i + \delta - h_i)]$$

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

ζ_{it} est l'erreur d'approximation suite à la log-linéarisation.

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

$$(5) \quad y_{it} = a_{it} + \alpha \log(k_{it})$$

il vient immédiatement que y_{it} va avoir la même distribution limite que le niveau technologique (a_{it}). Sachant que $\Delta y_{it} = \Delta a_{it} + \alpha \Delta \log(k_{it})$ et en supposant que l'erreur d'approximation est faible ($\zeta_{it} \cong 0$), le revenu par tête s'écrit alors :

$$(6) \quad y_{it} = a_{it} + \frac{\alpha}{1 - \lambda_i} [\gamma_i - g_i - n_i] - \underbrace{\alpha \sum_{j=0}^{\infty} (1 - \lambda_i)^j (\Delta u_{it-j} + \Delta v_{it-j})}_{\equiv \eta_{it}}$$

Soit :

$$(7) \quad y_{it} = c_i + g_i t + u_{it} + \eta_{it}$$

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

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 de u_{it} et η_{it} .

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 une égalisation des taux de croissance de la technologie : $g_i = g_j \quad \forall t$

Par ailleurs si on suppose que les chocs technologiques s'expliquent par un nombre m de facteurs communs (f_t), les chocs technologiques s'expriment alors par :

$$(8) \quad u_{it} = \theta_i' f_t + \varepsilon_{it}$$

où f_t est un vecteur ($m \times 1$), θ_i un vecteur de m coefficients et ε_{it} un choc idiosyncratique stationnaire propre à chaque pays.

Le revenu par tête s'écrit alors simplement par :

$$(9) \quad y_{it} = c_i + g_i t + \theta_i' f_t + \varepsilon_{it} + \eta_{it}$$

La convergence stochastique et la convergence par pair

Bernard & Durlauf (1995) ont étendu la notion de convergence au cas des séries temporelles. Ils introduisent ainsi la notion de convergence stochastique. On dira que les revenus par tête des pays i et j convergent à long terme si la condition suivante est vérifiée :

$$(10) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E[(y_{it+k} - y_{jt+k}) / I_t] = 0 \quad \forall t$$

Cette condition sera vérifiée si les écarts de revenus entre pays sont stationnaires et de moyenne nulle. Cette condition implique donc l'absence de tendances stochastique et déterministes ainsi que l'absence d'une constante dans la série d'écart de revenus.

L'application de cette condition au modèle de croissance néoclassique stochastique précédent donne :

$$(11) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} E_t[y_{it+k} - y_{jt+k}] = (c_i - c_j) + (g_i - g_j)t + (\theta_i - \theta_j)' E(f_{t+k} / I_t) \\ + E((\varepsilon_{it+k} - \varepsilon_{jt+k}) / I_t) + E((\eta_{it+k} - \eta_{jt+k}) / I_t)$$

Deux cas sont alors envisageable selon le degré d'intégration des facteurs communs (f_t). Si les facteurs sont stationnaires ($f_t \rightarrow I(0)$), alors l'hypothèse de convergence sera accepté si :

$$(12) \quad \begin{cases} c_i = c_j \\ g_i = g_j \end{cases}$$

Au contraire, si les facteurs sont non stationnaires ($f_t \rightarrow I(1)$), alors l'hypothèse de convergence stochastique implique :

$$(13) \quad \begin{cases} c_i = c_j \\ g_i = g_j \\ \theta_i = \theta_j \end{cases}$$

Selon Pesaran (2007), parmi l'ensemble des conditions précédentes celle qui a le moins de chance d'être vérifiée est celle concernant l'égalisation des effets fixes ($c_i = c_j$). Comme le montre l'expression de l'équation (), la vérification de cette condition implique que les deux pays ont les mêmes paramètres structurels à savoir les mêmes taux de croissance de la population ($n_i = n_j$) et les mêmes taux d'épargne ($s_i = s_j$).

La définition de convergence stochastique de Bernard & Durlauf revient ainsi à tester l'hypothèse de convergence absolue puisque les pays sont identiques dans leurs paramètres structurels. Cette définition implique de plus que le mouvement de convergence entre les pays s'est achevé au moment du test puisqu'elle requiert l'absence de tendances stochastiques et déterministes.

Pesaran (2007) introduit le concept de convergence par pair (« pair-wise convergence ») afin de pouvoir modéliser des situations où les pays ont des paramètres structurels différents et de tester ainsi l'hypothèse de convergence conditionnelle dans un cadre de séries temporelles. Pesaran (2007) propose dans ce but une nouvelle définition de la convergence moins stricte qui se définit en termes de probabilité conditionnelle.

On dira que les revenus par tête des pays i et j convergent par pair si la probabilité que le différentiel de revenu se situe à l'extérieur d'un intervalle prédéfini est égale à une constante connue. Soit :

$$(14) \quad \Pr oba\left(\left|y_{it+k} - y_{jt+k}\right| < B / I_t\right) > \pi \quad k = 1, 2, \dots, \infty \quad \text{avec} \quad \pi \geq 0 \text{ et } B \text{ une constante.}$$

Cette nouvelle définition de la convergence autorise les pays à avoir des conditions initiales différentes, ainsi que des taux d'épargne et des taux de croissance de la population différents. Par exemple en supposant que :

$$(15) \quad \begin{cases} c_i \neq c_j \\ g_i = g_j \\ \theta_i = \theta_j \end{cases} \quad \text{et} \quad B > |c_i - c_j| \quad \text{et} \quad (\varepsilon_{it} - \varepsilon_{jt} + \eta_{it} - \eta_{jt}) \rightarrow N\left(0, w_{ij}^2\right)$$

On peut alors montrer la relation suivante :

$$(16) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \Pr oba\left[\left|y_{it+k} - y_{jt+k}\right| < B / I_t\right] = \Phi\left(\frac{B - (c_i - c_j)}{w_{ij}}\right) + \Phi\left(\frac{B + (c_i - c_j)}{w_{ij}}\right) - 1 > 0$$

Où $\Phi(\cdot)$ est la fonction de distribution de la normale centrée réduite.

Par conséquent, tant que l'hypothèse $B > |c_i - c_j|$ est vérifiée, les deux pays convergent à long terme même s'ils n'ont pas les mêmes paramètres structurels. Cette définition correspondrait à la notion de « β -convergence conditionnelle stochastique ».

Cette définition implique que :

- i. Les écarts de revenus sont stationnaires autour d'une constante
- ii. Les écarts de revenus ne doivent pas incorporer de tendances déterministes et de racines unitaires.

L'absence de tendance déterministe provient de l'hypothèse d'égalité des taux de croissance technologique à savoir $g_i = g_j$. Si la diffusion du savoir n'est plus parfaite et instantanée comme cela est le cas dans le modèle de Solow alors l'hypothèse de convergence n'est plus vérifiée. Nous allons lever cette hypothèse dans le paragraphe suivant.

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

Nous allons maintenant étendre le modèle de Pesaran (2007) en introduisant la possibilité d'une hétérogénéité des taux de croissance technologiques. Ce modèle serait ainsi 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 mettant en présence des économies du Nord qui innovent et des économies du Sud qui imitent. En ce qui concerne les pays du sud, nous retenons l'hypothèse que l'imitation va permettre la diffusion du progrès technique. 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).

Nous supposons que la diffusion du progrès technique n'est plus parfaite entre les pays du Nord et ceux du Sud. Généralisant au cas non linéaire les travaux de Nelson & Phelps (1966), Benhabib & Spiegel (2005) proposent de modéliser la diffusion du progrès technique 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, l'impact de la distance sur la diffusion n'est pas linéaire⁵. Ainsi, la diffusion du progrès technique est diminuée 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 le processus de rattrapage ne peut pas avoir lieu⁶.

⁵ Dans le cas de la spécification proposée par 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.

⁶ Comme le soulignent Benhabib & Spiegel (2005), il n'y a aucune raison a priori de préférer la spécification logistique à celle exponentielle. Au niveau empirique, Benhabib & Spiegel (2005) proposent une spécification qui généralise les deux modèles. Il est ainsi possible de tester un modèle contre l'autre. En coupe transversale sur un échantillon de 84 pays, ils montrent que la spécification logistique est toujours préférée à celle exponentielle.

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

$$(17) \quad g_i = \frac{\dot{A}_i}{A_i} \equiv \mu_i + \lambda_i \frac{A_i}{A_L} \left(\frac{A_L}{A_i} - 1 \right) = \mu_i + \lambda_i \left[1 - \frac{A_i}{A_L} \right]$$

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 technologique⁶.

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

$$(18) \quad \frac{A_i}{A_L} = \frac{1}{e^{-(\lambda_i + \mu_i - g_L)t} \left[\frac{A_{L0}}{A_{i0}} - \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i - g_L} \right] + \frac{\lambda_i}{\lambda_i + \mu_i - g_L}}$$

si $\lambda_i + \mu_i \neq g_L$, avec $g_L = \frac{\dot{A}_L}{A_L}$ le taux d'innovation d'équilibre du pays Leader.

Benhabib & Spiegel (2005) obtiennent alors les résultats suivant concernant la convergence du ratio des niveaux technologique entre le pays du Sud et le pays Leader :

$$(19) \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{A_i(t)}{A_L(t)} = \begin{cases} \frac{\lambda_i + \mu_i - g_L}{\lambda_i} & \text{si } \lambda_i > g_L - \mu_i \\ 0 & \text{si } \lambda_i < g_L - \mu_i \end{cases}$$

La convergence ou la divergence des niveaux technologiques (et donc des revenus par tête comme nous l'avons vu précédemment), va dépendre 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 :

$$(20) \quad \text{Si } \lambda_i > g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} g_i(t) = g_L$$

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

⁶ 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. En effet, à la suite de Nelson & Phelps (1996), Benhabib & Spiegel (2005) supposent que le taux de diffusion du progrès technique dépend du niveau de capital humain du pays.

$$(21) \quad \text{Si } \lambda_i < g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} g_i(t) = \lambda_i + \mu_i < g_L$$

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

$$(22) \quad \text{Si } \lambda_i = g_L - \mu_i \quad \text{alors} \quad g_i(t) = g_L \quad \forall t$$

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 restriction du modèle de Pesaran (2007) pourrait expliquer les résultats empiriques peu favorables à l'hypothèse de convergence obtenus.

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 :

$$(23) \quad E_t[y_{Lt+k} - y_{it+k}] = (c_L - c_i) + (g_L - g_i(t))t + (\theta_L - \theta_i)' E(f_{t+k} / I_t) + E((\varepsilon_{Lt+k} - \varepsilon_{it+k}) / I_t) + E((\eta_{Lt+k} - \eta_{it+k}) / I_t)$$

De nouveau, si $\theta_i = \theta_L$ et si les chocs (ε_{it} et η_{it}) sont stationnaires alors :

$$(24) \quad E_t[y_{Lt+k} - y_{it+k}] = (c_L - c_i) + (g_L - g_i(t))t$$

avec :

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

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

Nous proposons donc de modifier légèrement la condition de convergence de Pesaran (2007) pour prendre en compte la possibilité d'un rattrapage technologique. On dira que les revenus par tête des pays L et i convergent à long terme si la limite de la probabilité que le différentiel de revenu se situe à l'extérieur d'un intervalle prédéfini converge vers une constante connue. On parlera alors de « convergence par pair limite », soit :

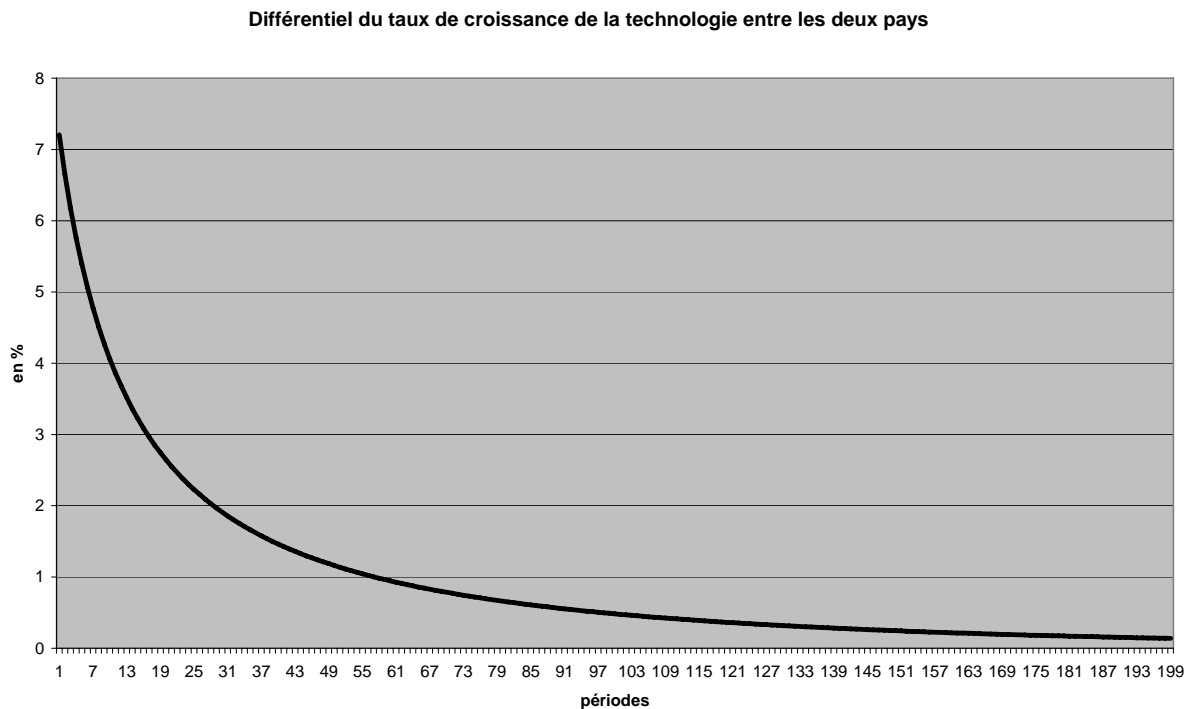
$$(25) \quad \lim_{k \rightarrow \infty} \text{Pr} \left(\text{oba}(|y_{Lt+k} - y_{it+k}| < B / I_t) \right) > \pi \quad \text{avec } \pi \geq 0 \text{ et } B \text{ une constante.}$$

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 le modèle de Pesaran (2007). Cependant, durant la dynamique transitoire de convergence si le processus de diffusion est suffisamment élevé alors on doit assister à la présence d'une tendance déterministe non linéaire et décroissante.

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

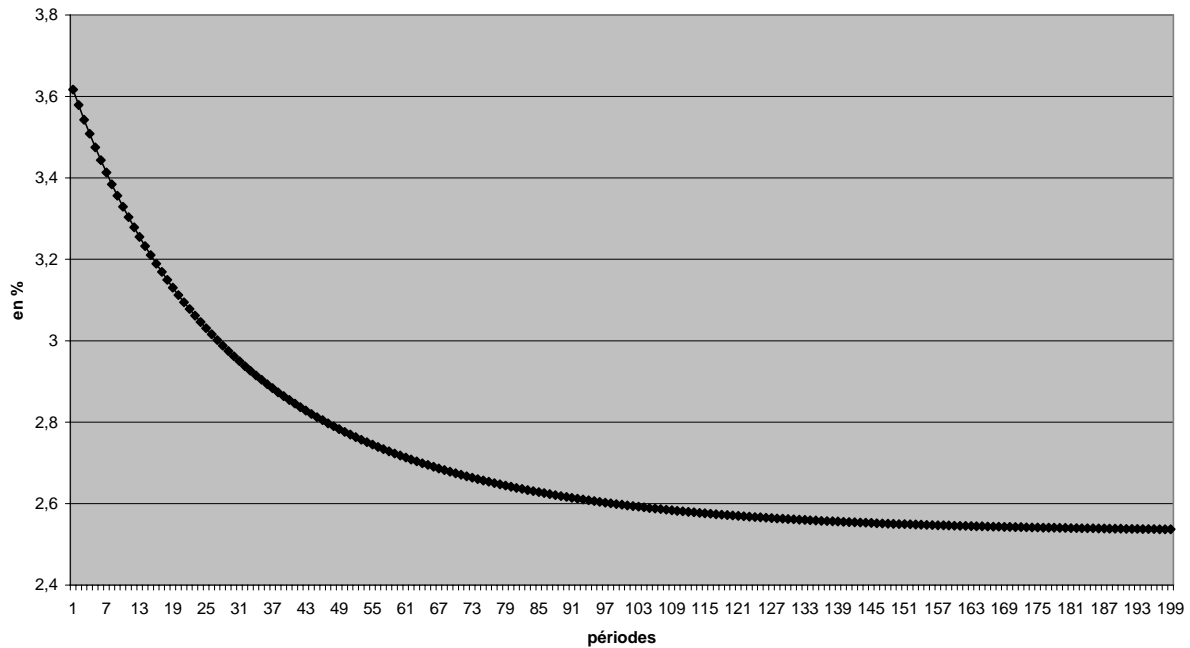
temps si le degré de diffusion du progrès technique est relativement élevé ($\lambda_i > g_L - \mu_i$). Ainsi une fois la phase de rattrapage passée, la tendance déterministe doit s'annuler (cf. graphique 1a) Dans le cas contraire où le taux de diffusion du progrès technique est insuffisant, l'écart 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).

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.



Graphique 1a : Convergence des taux de croissance (simulation de la fonction $(g_L - g_i(t))$ avec $\lambda_i = 4\%$, $\mu_i = 4\%$ et $g_L = 5\%$)

Différentiel du taux de croissance entre les deux pays



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

3- LES TESTS DE CONVERGENCE STOCHASTIQUE AVEC RUPTURES ENDOGENES

3.1- Les conditions empiriques de convergence ou de divergence des revenus

Comme nous l'avons démontré à la section précédente, l'introduction d'une diffusion du progrès technique de type logistique au niveau internationale dans un modèle de croissance stochastique permet de réinterpréter la notion de convergence stochastique. Ainsi l'hypothèse d'un rattrapage économique en cours de réalisation sera acceptée si les écarts de PIB par tête n'intègrent pas de tendance stochastique mais possèdent une tendance déterministe décroissante. Dans le cas où il n'y aurait ni une tendance stochastique ni une tendance déterministe, on acceptera alors l'hypothèse de convergence. En effet, dans ce cas la phase transitoire de convergence vers l'équilibre de long terme est achevée et les pays ont convergé. Au contraire, la présence de tendance stochastique ou de tendance déterministe croissante entraînera le rejet de l'hypothèse de rattrapage technologique et donc de convergence des revenus.

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). L'hypothèse de convergence peut se tester à partir du modèle suivant :

$$(26) \quad \Delta \left(y_t^L - y_t^i \right) = \mu + \beta \times t + \rho \left(y_{t-1}^L - y_{t-1}^i \right) + \sum_{j=1}^k \delta_j \Delta \left(y_{t-j}^L - y_{t-j}^i \right) + z_t$$

où $y_t^i = \log(Y_t^i)$ le PIB par tête du pays i à la date t ;

$y_t^L = \log(Y_t^L)$ le PIB par tête du pays Leader à la date t et ;

z_t un bruit blanc.

Plusieurs possibilités sont alors susceptibles d'apparaître :

- 1- si $\rho = 0$ et $\beta = 0$ ou $\beta \neq 0$ alors il y a divergence : l'écart de revenu possède une racine unitaire ;
- 2- si $\rho < 0$ et $\beta > 0$ alors il y a divergence : l'écart de revenu ne possède pas de racine unitaire mais intègre une tendance déterministe croissante. L'hypothèse de rattrapage technologique est donc refusée ;
- 3- si $\rho < 0$ et $\beta = 0$ alors il y a convergence à long terme : le pays i a fini son processus de rattrapage technologique ;
- 4- si $\rho < 0$ et $\beta < 0$ alors le pays i est dans un processus de rattrapage technologique par rapport au niveau de revenu par tête du pays leader. Le pays i est en phase de convergence.

Notre étude diffère de celle de Carlino & Mills par la prise en compte de possibilité de ruptures endogènes dans le processus de rattrapage. En effet, nous allons approximer la tendance déterministe non linéaire du modèle précédent par des tendances linéaires segmentées. Nous appliquons le test de racine unitaire de Lee & Strazicich (2003) qui autorise la présence de deux ruptures dans la tendance déterministe. L'intérêt du test de Lee & Strazicich (2003) repose sur le fait que le choix des dates de ruptures se fait de manière endogène. Il est bien connu en effet que le choix de ruptures exogènes dans les tests de racine unité peut biaiser les résultats en faveur de l'hypothèse de stationnarité (Zivot & Andrews, 1992).

3.2- Présentation du test de racine unitaire à deux ruptures de Lee & Strazicich

Lee & Strazicich (2003) vont étendre le test de racine unitaire du multiplicateur de Lagrange développé par Schmidt & Phillips (1992) en introduisant la possibilité de deux ruptures endogènes. La statistique du multiplicateur de Lagrange de l'hypothèse nulle de la présence d'une tendance stochastique s'obtient à partir de la régression suivante :

$$(27) \quad \Delta Y_t = d' \Delta Z_t + \rho \tilde{S}_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta \tilde{S}_{t-i} + v_t$$

où $Y_t = \ln \left(\frac{Y_t^L}{Y_t^i} \right)$ est le logarithme de l'écart des PIB par tête, \tilde{S}_t est la série brute à

laquelle sa tendance déterministe à été retirée, soit $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$ pour $t = 2, \dots, T$. Le vecteur des coefficients $\tilde{\delta}$ est obtenu en effectuant la régression où la variable ΔY_t est expliquée par ΔZ_t et $\tilde{\psi}_x = Y_1 - Z_1 \tilde{\delta}$. v_t est un bruit blanc et

$Z_t \equiv [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}^*, DT_{2t}^*]$. Ce test autorise donc la présence simultanée de deux ruptures à la fois dans le niveau de la série et dans la tendance déterministe puisque $D_{jt} = 1$ si $t \geq T_{Bj} + 1$ pour $j=1,2$ et 0 sinon et enfin $DT_{jt}^* = t$ si $t \geq T_{Bj} + 1$ pour $j=1,2$ et 0 sinon. T_{Bj} pour $j=1,2$ représente la date de rupture j . D'après la définition de la variable précédente, il vient immédiatement que $\Delta Z_t \equiv [1, B_{1t}, B_{2t}, D_{1t}, D_{2t}]$ où $B_{jt} = \Delta D_{jt}$ et $D_{jt} = \Delta DT_{jt}^*$.

Le test de l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire est alors défini par le test $H_0 : \rho = 0$ vs $H_1 : \rho < 0$ et la statistique du test correspond à la statistique t de Student. La localisation des deux dates de ruptures ($\lambda_j = T_{Bj}/T, j = 1,2$) s'effectue de manière endogène en minimisant la statistique t de student pour toutes les valeurs de λ . Soit :

$$LM_t = \underset{\lambda}{\text{Inf}}(t(\lambda))$$

Les valeurs critiques de ce test sont été tabulées par Lee & Strazicich (2003) et dépendent de la localisation des dates de ruptures (λ_j) dans l'échantillon.

Selon Strazicich, Lee & Day (2004), le principal avantage de l'utilisation de ce test à la problématique de la convergence des revenus réside dans la présence de ruptures même sous l'hypothèse nulle de racine unitaire. En effet, dans le cas des tests de racine unitaire avec ruptures endogènes précédents (Zivot & Andrews, 1992 et Perron, 1997), l'hypothèse alternative seulement intègre la possibilité de ruptures. Ainsi, le rejet de l'hypothèse nulle pouvait s'expliquer aussi bien par la présence d'une racine unitaire avec rupture que par la présence d'un processus stationnaire avec des ruptures. Ainsi, les travaux empiriques utilisant ces premiers tests pourraient conclure de manière erronée à la présence de convergence (rejet de l'hypothèse nulle) alors qu'en fait les écarts de PIB par tête pourraient diverger puisqu'ils intégreraient des racine unitaires avec ruptures (absence de convergence stochastique). L'avantage du test de Lee & Strazicich (2003) est que ce type de « rejet fallacieux » ne peut pas se produire puisque l'hypothèse nulle intègre elle même des ruptures. Ainsi, avec ce nouveau test, le rejet de l'hypothèse nulle impliquera toujours l'absence de tendance stochastique dans la série.

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

4.1- Revue des travaux empiriques

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. Ainsi le taux de croissance du PIB par

travailleurs ne s'élèverait plus qu'à 1% an sur les deux décennies suivantes. Pour faire face à ce défi, les pays de la région ont radicalement changé leur politique économique depuis le milieu des années quatre-vingts. En adoptant les plans d'ajustement structurels préconisés par le FMI, ces pays se sont tournés vers des politiques plus favorables au marché. Cependant, les bouleversements et l'instabilité politique que connaît la région ralentissent la transition de ces pays vers des économies plus ouvertes et plus libérales où le secteur privé jouerait un rôle de plus en plus important.

Ces changements de politique économique ont impulsé ces dernières années un grand nombre de travaux qui ont cherché à en évaluer les effets. Un grand nombre d'économistes ont cherché à estimer les déterminants de la croissance dans la région (Hakura, 2004, Liman, 2004 Yousef, 2004, Guetat, 2006 et Ould Aoudia, 2006). L'évaluation des performances de ces pays en matière de convergence des revenus a été moins étudiée.

La question de la convergence au sein de la région MENA a été récemment étudiée par Rey (2005), Guetat & Serranito (2007 et 2008) 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, le mouvement de convergence estimé au sein de la zone MENA se caractériserait par l'existence de clubs de convergence, confirmant ainsi les travaux de Rey (2005). 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) teste la convergence par pair pour 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 parmi ces 10 pays 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 d'absence de convergence dans la région. Par ailleurs, un 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.

Une limite de ces articles est d'analyser la convergence des pays de la région MENA par rapport au niveau moyen de la région ou aux autres pays de la région. Ainsi, s'il existe des clubs de convergence dans la région, alors une question importante est de savoir vers quels niveaux de revenus par tête convergeraient les pays de la zone. L'article de Guetat & Serranito (2008) 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 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 acceptée.

Au final, ces résultats montrent qu'en dehors la période 1973-1984, le niveau de revenu par tête des pays du sud de l'Europe n'est pas la cible vers laquelle convergent les revenus des pays de la région MENA. Cet article vise à compléter les conclusions précédentes en utilisant des tests de convergence plus puissants à savoir les tests de racines unitaires avec deux ruptures endogènes de Lee & Strazicich (2003).

4.2- Quel pays leader considérer pour la région MENA ?

Le niveau de revenue de l'Union Européenne (UE) nous semble une cible potentielle vers laquelle les revenus des pays de la région MENA pourraient converger car l'UE est leur partenaire commercial principal et on assiste au développement des accords de libéralisation commerciale Euro-Med. Nous retenons cette hypothèse car les échanges des pays de la zone MENA se font essentiellement avec les économies industrielles 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). 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, d'après le rapport de la FEMISE (2005), 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. La Turquie quant à elle présenterait des similitudes de spécialisation avec les pays du sud de l'Europe comme le Portugal. 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 est donc intéressant d'analyser si cette dynamique de spécialisation particulière a entraîné des effets de convergence ou de divergence des revenus.

5- LES RESULTATS DES TESTS EMPIRIQUES

Nous utilisons les données de revenus par tête en dollars PPA de 2000 issues des PWT 6.2 de Heston, Summers & Aten (2006) sur la période 1960-2003. La région MENA regroupera 8 pays : Algérie, Iran, Egypte, Maroc, Tunisie, Jordanie, Syrie et Turquie. L'échantillon ne comprend que les 8 seuls pays de la région MENA disponible dans les PWT dont les données débutent en 1960. Pour ne pas biaiser les conclusions en faveur du rejet de l'hypothèse de convergence, il nous semble judicieux d'utiliser les pays du Sud de l'Europe comme référence pour le revenu à long terme des pays de la zone MENA. L'Europe du Sud est composée de l'Espagne, la Grèce et le 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 les graphique 2 les différentiel 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 mais intégrant des tendances déterministes positives. Au contraire, les pays seront en phase de rattrapage économique si les différentiels des PIB par tête sont stationnaires avec des tendances déterministes décroissantes.

5.1- Tests de l'hypothèse de racines unitaires avec deux ruptures endogène

Avant de commenter les résultats des tests de racine unitaires de Lee & Strazicich (2003), nous avons testé la racine unitaire en appliquant le test de Elliot, Rothemberg & Elliot, Rothemberg & Stock (ERS, 1996) aux différentiels de PIB par tête. Le test ERS a une puissance plus élevée que le test ADF lorsque les données intègrent des tendances déterministes. L'hypothèse de présence d'une racine unitaire est acceptée pour tous les écarts de revenus analysés (les résultats sont reportés dans le tableau A.1 de l'annexe 1). Ainsi, si aucune rupture n'est autorisée dans les tests, alors l'hypothèse de convergence stochastique est rejetée et tous les pays affichent un mouvement de divergence vis-à-vis de niveau de revenu européen.

L'introduction de ruptures endogènes va modifier cette conclusion. Les résultats des tests de Lee & Strazicich (2003) sont reportés dans le tableau 1. En nous inspirant de la méthodologie de Strazicich, Lee & Day (2004), le nombre de rupture optimale est estimé à partir du nombre de ruptures étant significatives au seuil de 10%. Nous constatons qu'à l'exception notable de la Jordanie, nous estimons 2 ruptures pour l'ensemble des autres pays. L'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire est rejetée dans 6 cas sur 8. Les écarts de revenus avec l'Europe du Sud apparaissent non stationnaires dans le cas de l'Iran et du Maroc. Par conséquent, l'hypothèse de convergence des revenus entre ces deux pays et l'Europe du Sud est rejetée. Pour tous les autres différentiels de revenus, l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire est rejetée au seuil de 1% pour l'Egypte, 5% pour l'Algérie, la Jordanie et la Syrie et enfin au seuil de 10% pour la Tunisie et la Turquie. Il est toutefois important de remarquer que pour ces cinq écart de PIB par tête l'absence de tendances déterministes n'est pas rejetée (cf. tableau 1). Nous allons maintenant examiner la question du rattrapage économique.

5.2- Test de l'hypothèse de rattrapage technologique

Nous ne retenons maintenant que les séries de différentiel de PIB par tête qui se sont avérées stationnaires. En retenant les dates de ruptures localisées par le test de Lee & Strazicich (cf. tableau 1), nous allons estimer les différentes tendances linéaires segmentées. Les résultats sont reportés dans le tableau 3.

Concernant l'Algérie, nous estimons deux dates de rupture en 1976 et 1987. Le processus de convergence ou divergence entre ce pays et l'Europe du Sud est ainsi caractérisé par trois périodes distinctes. Entre 1960 et 1975, le coefficient estimé est significatif et positif (0.04) : durant cette période on assiste donc à un processus de divergence entre l'Algérie et l'Europe du Sud (cf. tableau 3). Au contraire sur la seconde période allant de 1976 à 1986, le coefficient estimé est statistiquement négatif (-0.012), on assisterait donc à un mouvement de rattrapage durant cette période. Enfin, sur la troisième et dernière période allant de 1987 à 2003, la tendance estimée redevient positive (0.019). Par conséquent, le mouvement de rattrapage de l'Algérie s'est interrompu en 1987 pour laisser la place à un processus de divergence.

Nous estimons les deux ruptures en 1971 et 1982 pour le différentiel de PIB par tête entre l'Europe du Sud et l'Egypte. En ce qui concerne le processus de convergence, deux grandes périodes semblent se faire jour. Nous obtenons un processus de divergence entre 1960 et 1970 (le coefficient estimé de la tendance est de 0.042) et un processus de rattrapage qui s'est amorcé à partir de l'année 1971. La vitesse de convergence ne serait toutefois pas stable au cours de cette sous période. Ainsi, le processus de rattrapage économique se réalise à la vitesse de 3% par an entre 1971 et 1981 contre seulement 1% entre 1982 et 2003 (cf. tableau 3).

La Tunisie affiche un comportement semblable à celui de l'Egypte en matière de convergence. Deux périodes distinctes semblent émerger lorsqu'on estime le processus de convergence de ce pays: une première période de divergence entre 1960 et 1967 et enfin une période de convergence ininterrompue des revenus avec le sud de l'Europe qui débute en 1968 (le coefficient estimé vaut 0.046 sur la période 1960-1967 contre -0.01 sur la période 1968-1986 et -0.008 sur la période 1987-2003). La vitesse de convergence estimée est extrêmement faible toutefois : elle passe de 1% avant 1987 à 0.8% après.

Si on analyse le processus de rattrapage de la Syrie, nous constatons un processus de divergence sur l'ensemble de la période. Nous constatons même que le processus de divergence a tendance à s'accroître au fur et à mesure du temps. En effet, la vitesse de divergence passe de 1,7% sur la période 1960-1977, à 2,5% sur la période 1978-1986 et ensuite se stabilise à 0,3% sur la toute dernière période.

Concernant la Jordanie, une seule rupture est statistiquement significative, elle est estimée en 1980. Toutefois, nous constatons que le coefficient estimé de la tendance déterministe est positif sur les deux sous périodes. Par conséquent, la Jordanie affiche un mouvement de divergence avec le sud de l'Europe. La vitesse de divergence passe de 6.3% par an sur la période 1960-1979 à 3.6% après 1980.

Le comportement de la Turquie est atypique par rapport au reste de la région MENA. Nous estimons ainsi deux ruptures significatives en 1975 et 1993. Sur la première période 1960-1974, le coefficient estimé est statistiquement positif (0.03) : le revenu par tête turc diverge de

celui des pays du sud de l'Europe à une vitesse de 3% par an. Durant la seconde période qui couvre les années 1976-1992, le coefficient de la tendance déterministe est négatif (-0.002) mais non significatif. Le mouvement de rattrapage économique n'est donc pas significatif. Il vaudrait mieux parler de stabilisation des écarts de revenus par tête. Sur la toute dernière période allant de 1993 à 2003, les performances économiques de la Turquie se détériorent très nettement face à celles des pays du sud de l'Europe. Nous estimons ainsi que le PIB par tête turc diverge de celui du sud de l'Europe à une vitesse de 2.4% par an depuis 1993⁷. Si ce phénomène se poursuit dans le futur cela peut compromettre les chances de la Turquie d'adhérer à l'Union Européenne (UE).

5.3- Examen de la robustesse des résultats empiriques

Dans ce paragraphe nous nous interrogeons sur la robustesse de nos résultats. Les résultats en défaveur de la convergence obtenus pour la région MENA pourraient s'expliquer par le fait que le pays leader retenu (l'Europe du sud) dans les tests est lui-même dans un phase de rattrapage économique vers le niveau de revenu par tête des pays les plus développés de l'UE. Pour éviter ce biais, nous refaisons le test de Lee & Strazicich (2003) en retenant comme pays Leader la France.

Les résultats du test sont reportés dans le tableau 2. La conclusion quant à la présence d'une tendance stochastique dans les différentiels de revenus par tête est qualitativement la même que dans le cas précédent. Ainsi l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire est acceptée dans le cas du différentiel de revenu par tête du l'Iran et du Maroc. La racine unitaire est rejetée au seuil de 1% dans le cas des écarts de PIB par tête de l'Algérie, la Syrie, la Tunisie, à 5% dans le cas du différentiel avec l'Egypte, la Jordanie et la Turquie.

De nouveau, excepté le cas de la Jordanie où une seule rupture est significative pour l'ensemble des autres pays nous acceptons l'hypothèse de deux ruptures. Les dates de ruptures estimées si l'écart est mesuré par rapport à la France plutôt que par rapport à l'Europe du Sud sont relativement semblables (cf. tableau 2)⁸.

Comme précédemment, tous les différentiels de PIB par tête intègrent des tendances déterministes. L'hypothèse de convergence achevée est ainsi rejetée pour tous les couples analysés. Cependant, certains pays peuvent être dans des phases de rattrapage technologique. De nouveau, on obtient que seuls les revenus par tête de l'Egypte et de la Tunisie sont dans une phase de rattrapage économique (cf. tableau 3). Concernant les autres pays (Algérie, Jordanie, Syrie et Turquie) l'hypothèse de rattrapage est rejetée car les tendances déterministes sont croissantes.

⁷ Nous rappelons que la Turquie a subi une crise financière importante en 1994 qui a entraîné la mise en place d'un plan d'ajustement structurel du taux de change 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).

⁸ Les différences les plus marquantes concernent l'Iran où la seconde rupture est estimée en 1991 dans le cas du différentiel avec l'Europe du sud et 1986 dans le cas de la France. Concernant la Turquie, si la seconde rupture est estimée en 1993 dans les deux cas, la première rupture est localisée en 1975 dans le cas du différentiel de PIB par tête avec l'Europe du Sud et 1985 dans le cas de la France.

Les conclusions en termes de rattrapage économique des pays de la région MENA sont ainsi identiques que le pays leader soit l'Europe du Sud ou la France⁹.

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 introduit par Bernard & Durlauf (1995) et complétée par Pesaran (2007) renvoie aux propriétés statistiques des séries. Dans ce cadre, la convergence sera rejetée si l'écart de PIB réel par habitant entre deux économies intègre une tendance stochastique et / ou une tendance déterministe. L'hypothèse de convergence sera ainsi rejetée si le différentiel de revenu est non stationnaire. Cependant cette définition 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.

Carlino et Mills (1993) étendent alors l'approche de la convergence stochastique par la prise en compte de la possibilité de rattrapage des pays les plus pauvres qui implique une croissance plus rapide des pays les plus pauvres par rapport à celle des pays les plus riches. Selon eux si l'on tient compte du rattrapage économique, alors les écarts de revenus devraient intégrer des tendances déterministes décroissantes. Nous formalisons théoriquement leur intuition à l'aide d'un modèle de croissance stochastique néoclassique à la Pesaran (2007) 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 (ou d'imitation) est suffisamment élevé alors un processus de rattrapage technologique vers le niveau de revenu du pays leader peut s'enclencher. Nous montrons alors que 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.

Nous avons appliqué ensuite ce modèle à la question de rattrapage économique de huit pays de la région MENA vers le niveau de revenu européen (mesuré soit par le niveau moyen du revenu des pays du sud de l'Europe soit celui de la France). Nous approximons la tendance déterministe non linéaire par une fonction linéaire avec ruptures et appliquons le test de racine unitaire à deux ruptures endogènes de Lee & Strazicich (2003). Ce test permet de limiter le biais de rejection fallacieuse présent dans d'autres tests par la prise en compte de ruptures dans l'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire.

L'hypothèse d'une tendance stochastique est acceptée dans le cas des différentiels de PIB par tête entre le Maroc et l'Iran vis-à-vis de l'Europe. Par conséquent, l'hypothèse de convergence est clairement rejetée pour ces deux pays. Dans le cas des autres pays, la présence de deux ruptures suffit à rejeter l'hypothèse de racine unitaire dans les écarts de revenus par tête. Tous, cependant, intègrent des tendances déterministes. Dans le cas de

⁹ La seule petite différence qualitative concerne l'Algérie et la Syrie. Dans le cas du différentiel de revenu par tête par rapport au sud de l'Europe on estimait une tendance négative sur la seconde période pour ces deux pays, alors qu'elle devient positive dans le cas de l'écart de PIB par tête avec la France. Ainsi, si l'hypothèse de divergence est acceptée sur l'ensemble de la période entre l'Algérie et la Syrie vis-à-vis de la France, dans le cas du rattrapage vis-à-vis du sud de l'Europe même si la divergence est la règle, on obtient une courte période de rattrapage comprise entre le second choc pétrolier à la fin des années soixante-dix et le contre choc pétrolier du milieu des années quatre-vingts.

l'Algérie, la Jordanie et la Syrie ces tendances déterministes sont positives, ces pays sont donc dans une phase de divergence de leurs revenus par tête par rapport au niveau européen. Au contraire, des pays comme la Tunisie et l'Égypte ont connu une rupture dans leur processus de convergence. Ainsi, après une phase de divergence jusqu'à la fin des années soixante, ces deux connaissent sont entrés depuis 1970 dans une phase de rattrapage économique. Il faut toutefois souligner que la vitesse de convergence estimée est extrêmement faible dans les deux cas : 1% depuis 1982 pour l'Égypte et 0.8% depuis 1987 pour la Tunisie. La Turquie est dans une situation paradoxale puisque ce pays qui est candidat à l'intégration dans l'UE affiche depuis 1993 un processus de divergence important avec le niveau de revenu des pays membres de l'union.

BIBLIOGRAPHIE

- 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 (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.
- Benhabib J. & Spiegel M. (2005): « Human capital and technology diffusion », in Aghion P. & Durlauf S. (eds) « Handbook of economic growth ».
- 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.
- Carlino G. & Mills L. (1993): « Are US regional economies converging? A time series analysis », *Journal of Monetary Economics*, 32, pp 335-346.
- Coe d. & Helpman E. (1995): « International R&D Spillovers », *European Economic Review*, may 39(5) pp 859-87.
- 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.
- 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.
- GUETAT I (2006): « The effects of corruption on growth performances of MENA countries », *Journal of Economics & Finance*, vol 30 n°2, pp 208-221
- 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 (2008): "Convergence des pays de la région MENA vers le niveau de revenu des pays du sud de l'Europe : un examen empirique », Document de recherche du CEPN n° 2008/17, Université de Paris 13, France.

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.

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, 85pp 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.

Nelson R. & Phelps E. (1996): "Investments in humans, technological diffusion and economic growth", American Economic Review, 56 pp 69-75.

Ould Aoudia J. (2006) : "Croissance et réformes dans les pays arabes méditerranéens", Rapport pour l'Agence Française du Développement (AFD), Paris, France.

Perron P. (1997): "Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables", Journal of Econometrics, 80 pp 355-385.

PERIDY 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.

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.

Tableau 1 : Test de racines unitaires de Lee & Strazicich (2003)

Ecart de PIB par rapport à l'Europe du Sud	k	# breaks	Date	$LM_t(H_0 : \rho = 0)$	δ_2	δ_5	δ_6	λ
Algérie	0	2	1976 1987	-5.82**	0.154 ^{μμμ} (6.31)	-0.220 ^{μμμ} (-6.540)	0.127 ^{μμμ} (5.88)	$\lambda = (0.3;0.6)$
Egypte	6	2	1971 1982	-6.660***	0.0645 ^{μμμ} (5.182)	0.039 ^{μμ} (2.051)	-0.117 ^{μμμ} (-5.610)	$\lambda = (0.3;0.5)$
Iran	1	2	1975 1991	-4.42	0.0251 (1.417)	0.1079 ^{μμμ} (4.5676)	-0.131 ^{μμμ} (-5.023)	$\lambda = (0.4;0.8)$
Jordanie	2	1	1980	-4.91**	0.0996 ^{μμμ} (5.38)	-0.081 ^{μμμ} (-3.517)		$\lambda = 0.5$
Maroc	3	2	1968 1981	-4,508	-0.038 ^μ (-1,645)	0.110 ^{μμμ} (3.029)	-0.065 ^{μμμ} (-3.123)	$\lambda = (0.2;0.5)$
Syrie	5	2	1978 1987	-5.80**	0.169 ^{μμμ} (4.82)	0.200 ^{μμ} (2.244)	0.1142 ^{μμμ} (3.156)	$\lambda = (0.3;0.6)$
Tunisie	0	2	1968 1987	-5.34*	0.081 ^{μμμ} (5.387)	-0.0891 ^{μμμ} (-5.530)	0.0159 (1.590)	$\lambda = (0.3;0.6)$
Turquie	3	2	1975 1993	-5.53*	0.1168 ^{μμμ} (5.82)	-0.0511 ^{μμμ} (-3.66)	-0.085 ^{μμμ} (-3.78)	$\lambda = (0.4;0.8)$

K représente le décalage optimal estimé (pour Kmax allant de 6 à 9).

L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de 1% (***), 5%(**) et 10% (*)

Les valeurs critiques du test dépendent de la localisation des dates de ruptures : $\lambda = (T_{B1}/T, T_{B2}/T)$

Les tendances linéaires segmentées sont significatives à 1% (μμμ), 5%(μμ) et 10% (μ)

Tableau 2 : Test de racines unitaires de Lee & Strazicich (2003)

Ecart de PIB par rapport à la France	k	# breaks	Date	$LM_t(H_0 : \rho = 0)$	δ_2	δ_5	δ_6	λ
Algérie	6	2	1977 1988	-6,732 ***	0,113 ^{μμμ} (5,971)	-0,268 ^{μμμ} (-7,156)	0,233 ^{μμμ} (7,271)	$\lambda = (0.4;0.7)$
Egypte	3	2	1971 1978	-6,103 **	0,008 (0,839)	0,064 ^{μμμ} (3,248)	-0,127 ^{μμμ} (-5,982)	$\lambda = (0.3;0.4)$
Iran	2	2	1975 1986	-4,574	0,083 (0,497)	0,137 ^{μμμ} (5,979)	-0,127 ^{μμμ} (-5,982)	$\lambda = (0.3;0.6)$
Jordanie	2	1	1980	-4,524 **	0,063 ^{μμμ} (4,255)	-0,0412 ^{μμ} (-2,194)		$\lambda = 0.5$
Maroc	3	2	1969 1985	-4,809	-0,113 ^{μμμ} (-3,639)	0,116 ^{μμμ} (3,518)	0,042 ^{μμμ} (3,249)	$\lambda = (0.2;0.6)$
Syrie	7	2	1978 1987	-8,470 ***	0,129 ^{μμμ} (5,591)	-0,208 ^{μμμ} (-5,616)	0,128 ^{μμμ} (4,806)	$\lambda = (0.4;0.6)$
Tunisie	0	2	1970 1989	-6,820 ***	0,056 ^{μμμ} (4,765)	-0,121 ^{μμμ} (-6,259)	0,037 ^{μμμ} (3,090)	$\lambda = (0.3;0.7)$
Turquie	3	2	1985 1993	-5,747 **	0,055 ^{μμμ} (4,984)	-0,037 ^{μμ} (-2,621)	-0,0454 ^{μμ} (-2,335)	$\lambda = (0.6;0.8)$

K représente le décalage optimal estimé (pour Kmax allant de 6 à 9).

L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de 1% (***) , 5%(**) et 10% (*)

Les valeurs critiques du test dépendent de la localisation des dates de ruptures : $\lambda = (T_{B1}/T, T_{B2}/T)$

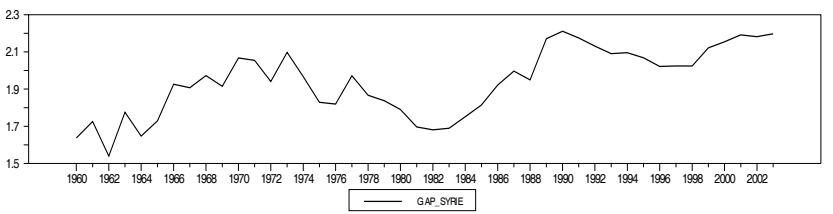
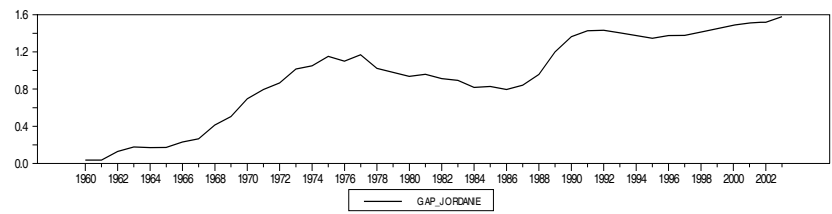
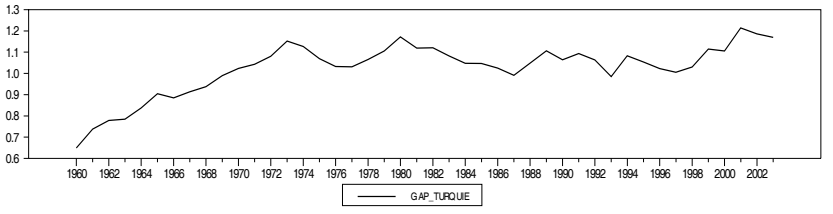
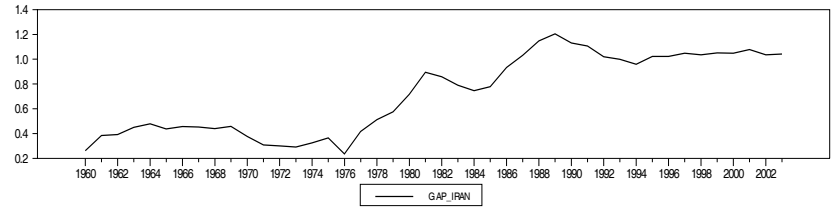
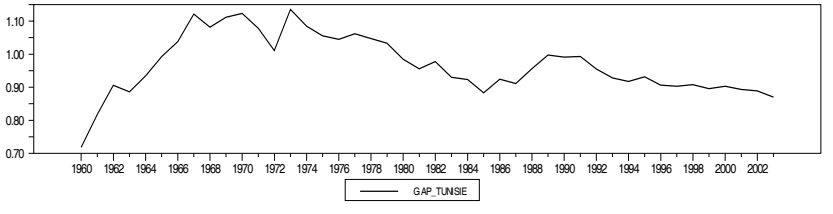
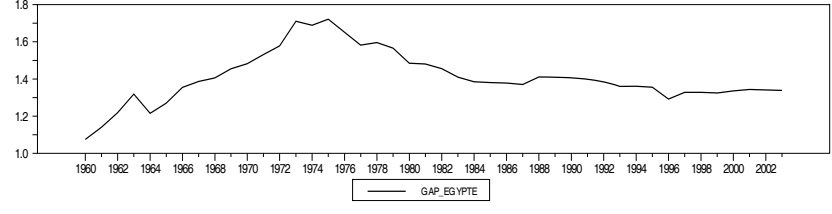
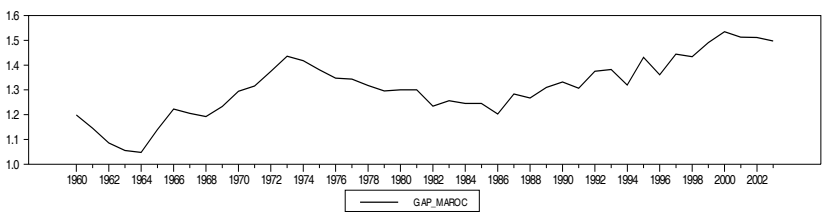
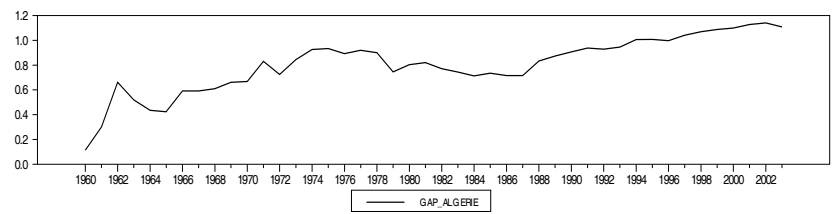
Les tendances linéaires segmentées sont significatives à 1% (^{μμμ}), 5%(^{μμ}) et 10% (^μ)

Tableau 3 : Estimation des tendances linéaires segmentées (si les écarts de PIB par tête sont stationnaires)

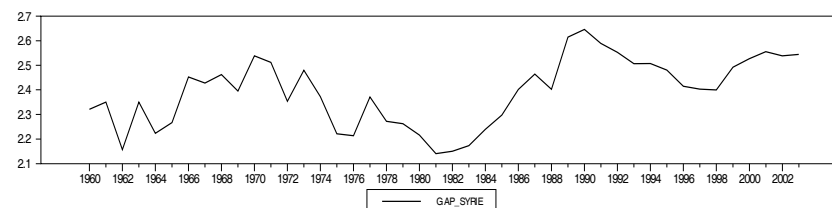
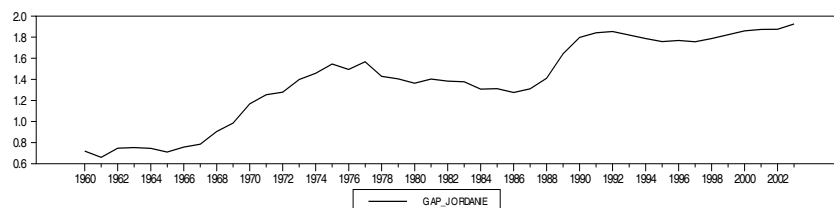
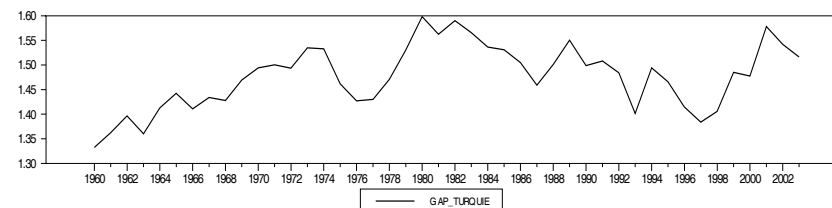
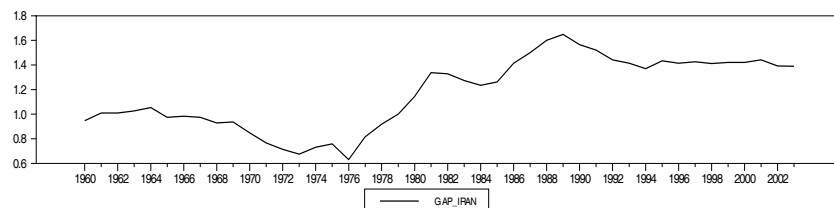
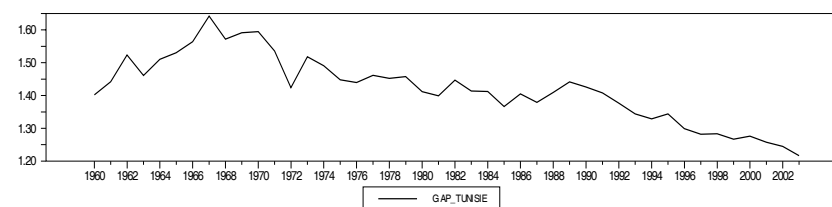
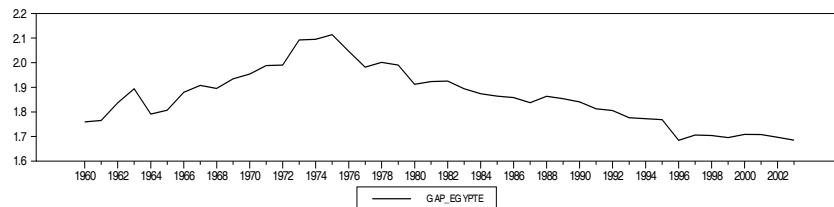
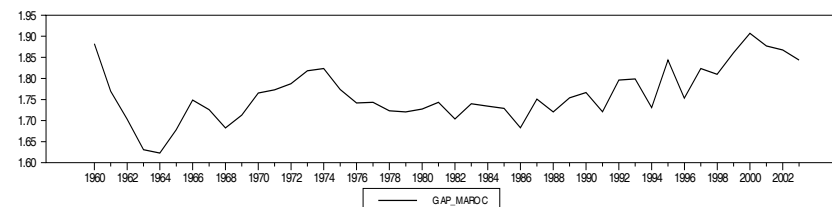
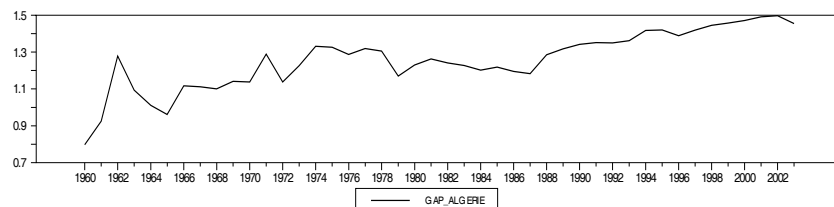
versus	Algérie		Egypte		Jordanie		Syrie		Tunisie		Turquie	
	Europe [§]	France	Europe [§]	France	Europe [§]	France	Europe [§]	France	Europe [§]	France	Europe [§]	France
Constante	0.267*** (7.43)	0.931*** (27.71)	1.058*** (61.07)	1.746*** (88.25)	-0.082 (-1.32)	0.550*** (9.77)	1.691*** (24.52)	2.34*** (53.19)	0.716 (33.22)	1.415*** (75.02)	0.676*** (30.69)	1.365*** (81.16)
D _{1t}	0.807*** (5.54)	0.270* (1.85)	1.117*** (18.43)	0.463*** (5.44)	0.117 (0.74)	0.117 (0.82)	0.478** (1.95)	-0.779 (-3.07)	0.523*** (16.44)	0.129*** (4.10)	0.438*** (8.47)	0.275* (1.64)
D _{2t}	0.056 (0.34)	0.042 (0.24)	0.484*** (8.08)	0.425*** (11.41)			0.422** (2.03)	0.410 (1.96)	0.521*** (7.50)	0.405*** (4.78)	-0.541** (-2.48)	-0.587** (-2.72)
trend	0.040*** (11.49)	0.022*** (7.21)	0.042*** (21.71)	0.019*** (6.94)	0.063*** (12.82)	0.050*** (11.19)	0.017*** (2.68)	0.002 (0.41)	0.046*** (11.92)	0.019*** (6.94)	0.030*** (13.23)	0.008*** (7.35)
DT _{1t} [*]	-0.012** (-2.08)	0.002 (0.25)	-0.03*** (-11.6)	-0.010** (-2.08)	0.036*** (8.39)	0.030*** (7.63)	0.025** (2.41)	0.029 (2.88)	-0.01*** (-10.12)	-0.005*** (-4.38)	-0.002 (-1.01)	-0.005 (-0.90)
DT _{2t} [*]	0.019*** (4.42)	0.012** (2.62)	-0.01*** (-3.23)	-0.011*** (-12.07)			0.0003 (0.06)	-0.006 (-1.14)	-0.008*** (-4.75)	-0.014*** (-6.29)	0.024*** (4.45)	0.017*** (3.23)
R ²	0.912	0.831	0.954	0.934	0.919	0.908	0.719	0.601	0.901	0.927	0.895	0.636

La variable est significative au seuil de 1% (***), 5%(**) et 10% (*)

[§] L'Europe représente la moyenne des pays de l'Europe du Sud.



Graphique 3 : Ecart de PIB par tête par rapport à la L'Europe du Sud



Graphique 4 : Ecart de PIB par tête par rapport à la France

Annexe 1 : Test de racine unitaire de Elliot, Rothemberg & Stock

Nous appliquons le test de racine unitaire de Elliot, Rothemberg & Stock (1996) au différentiel de PIB par tête. Le test ERS a une puissance plus élevée que le test ADF lorsque les données intègrent des tendances déterministes. Par ailleurs nous appliquons la méthode préconisée par Perron & Wu (2007) pour choisir le nombre de décalage optimale de la régression. Perron & Wu (2007) proposent d'appliquer le critère MAIC pour choisir le décalage optimal non pas à la régression ERS mais à celle ADF. Ils montrent par des simulations de Monté-Carlo que cette méthode permet de maximiser la puissance du test ERS.

L'hypothèse nulle de présence d'une racine unitaire est acceptée pour tous les couples de PIB par tête étudiés. Les écarts de PIB par tête possèdent tous une tendance stochastique et une tendance déterministe. L'hypothèse de convergence au sens de Pesaran (2007) est donc rejetée.

Tableau A.1 : Test de racine unitaire de ERS

Différentiel avec	Europe du Sud		France	
	k	DF-GLS	k	DF-GLS
Algérie	1	-2,075	2	-2.181
Egypte	1	-1,266	0	-1.419
Iran	1	-2,133	0	-1.265
Jordanie	1	-2,226	0	-1.455
Maroc	1	-1,785	1	-2.004
Syrie	0	-2,539	0	-2.671
Tunisie	0	-1,882	2	-1.248
Turquie	0	-1,886	0	-2.483

La composante déterministe du modèle contient une constante et une tendance déterministe

Valeurs critiques à 1%, 5% et 10% : -3,77 ; -3,19 ; -2,89 (source Elliot & al , 1996)

*** ; ** ; *L'hypothèse nulle de racine unitaire est rejetée au seuil de 1%, 5% et 10%