



Fluctuations économiques, propagation des Chocs monétaire et technologique : Modèle à tendances communes sur des données de panel

Economics fluctuations, Monetary and technological impulse shocks: Common trends model on panel data

BELHIMER Hocine^{1*}, MOUSSI Oumelkheir²

¹Doctorant, École Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée; Pôle universitaire de Koléa (Algérie), ✉ hocibell@hotmail.com

²Professeur, École Nationale Supérieure de Statistique et d'Economie Appliquée; Pôle universitaire de Koléa (Algérie), ✉ eokmoussi@yahoo.fr

Reçu le : 03 / 02 / 2016

Accepté le : 12 / 05 / 2016

Publié le : 31 / 12 / 2016

R É S U M É

Par le présent papier nous proposons d'étudier le rôle du choc monétaire et du choc technologique dans l'explication des fluctuations économiques, à travers un modèle à tendances communes appliqué aux données de panels pour l'Algérie, la Tunisie, le Maroc, la Mauritanie et l'Égypte. Les données utilisées sont en millions de dollar constant pour l'année 2010 et couvrent la période 1974-2015 issues de la banque des données annuelles de la banque mondiale. Il s'agit du PIB réel, le déflateur du PIB et de la monnaie au sens M2. Les exercices de décompositions de variance ont montré qu'il existe une forte transmission des chocs technologiques et monétaires au sein de ces pays. Cette forte transmission est expliquée par l'existence de plusieurs canaux de transmissions, ou même plusieurs liens : liens géographique, lien politique, lien de comportement (même niveau de développement et l'application des processus de libéralisation financière).

Mots clés : choc monétaire, choc technologique, cycle économique, hystérèse, données de panels, modèle à tendances communes.

Classification JEL : C01, C13, C33, E12, H54, O55

* Auteur correspondant : BELHIMER Hocine, ✉ hocibell@hotmail.com

ندرس في هذه الورقة دور الصدمات النقدية والصدمات التكنولوجية في تفسير التقلبات الاقتصادية، من خلال نموذج ذي اتجاهات مشتركة باستخدام بيانات البانل لمجموعة من الدول العربية : الجزائر ، تونس ، المغرب ، موريتانيا ومصر. البيانات المستخدمة هي بملايين الدولارات الأمريكية على أساس ثابت 2010 و هي تغطي الفترة 1974-2015 من قاعدة البيانات السنوية للبنك الدولي ويتعلق الامر بكل من الناتج المحلي الإجمالي الحقيقي، ومعامل انكماش الناتج المحلي الإجمالي و الكتلة النقدية بمعنى M2. أظهرت اختبارات تحليلي التباين أن هناك انتقالاً قوياً للصدمات التكنولوجية والنقدية بين هذه البلدان. يمكن تفسير هذا من خلال وجود عدة قنوات نقل، أو حتى روابط متعددة: روابط جغرافية، وروابط سياسية، وروابط سلوكية (نفس مستوى التطور وتطبيق عمليات التحرير المالي).

الكلمات المفتاحية: الصدمات التكنولوجية ، الصدمات النقدية ، الدورة الاقتصادية، معطيات بانل، نموذج الاتجاهات المشتركة.

تصنيفات JEL : C01,C13, C33, E12, H54, O55

ABSTRACT

In this paper we examine the role of the monetary shocks and the technological shocks in explaining the economic fluctuations, through a model with common trends using panel data for Algeria, Tunisia, Morocco, Mauritania and Egypt. The data used are in millions at constant 2010USD cover the period 1974-2015 and come from the annual database of the World Bank including real GDP, the deflator of GDP and money in the sense M2. The variance decompositions tests have shown that there is a strong transmission of technological and monetary shocks within these countries. This strong transmission is explained by the existence of several transmission channels, or even several links: geographic links, political links, behavior links (same level of development and the application of financial liberalization processes).

Key words: monetary shocks, technological shocks, economic cycle, hystérisis, panel data, common trend model.

JEL Classification: C01,C13,C33,E12,H54,O55.

Introduction

La dissociation « cycle / tendance » suppose qu'aucun choc n'est permanent, il influe sur la dynamique de court terme mais à long terme cet effet disparaît. Cette nouvelle définition du cycle a permis le bouleversement de l'approche traditionnelle de dissociation entre cycle et tendance. La portée de ce renouveau est considérable sur un double plan : théorique et empirique.

Sur le plan empirique, on assiste au développement des divers tests de racine unitaire, et diverses méthodes d'estimation des modèles à correction d'erreurs et à tendances communes. Sur le plan théorique, on assiste à l'accumulation des travaux sur les cycles réels qui expliquent les mouvements cycliques comme résultant des réponses optimales aux chocs technologiques par les agents dans une économie en équilibre inter temporel.

Les contributions à la recherche de l'effet des chocs ont influencé les recherches sur le modèle RBC, d'ailleurs on assiste à de nouvelles méthodes pour la validation de ces modèles.

Aussi l'insuffisance du modèle de cycle réel de première génération à reproduire les caractéristiques cycliques dans le marché de travail est source du développement de plusieurs extensions restent elles aussi critiquées, par rapport aux méthodes de résolutions basées sur des simulations et des fixations arbitraires des paramètres.

Ces critiques sont dépassées par l'utilisation des méthodes d'estimations économétriques, la méthode des moments généralisée chez Burnside et al (1993), Fève et Langot (1995) et la méthode d'estimation bayésienne chez Chang et al (2002), aussi la prise en considération des propriétés d'intégration et de co-intégration.

En effet, l'estimation de ces modèles doit se faire dans le cadre d'un modèle à tendances communes comme le fait King, Plosser, Stock et Watson (1991), Engle et Issler (1995), Vahid et Engle (1993), Bec et Hairault (1993), et d'autres.

Les conclusions de ces travaux, théoriques et empiriques, sur la non stationnarité stochastique des principales séries macroéconomiques de l'économie Américaine et des pays de l'OCDE, ont été vérifié pour l'économie Algérienne, Moussi et Belhimer (2012) ont montré que l'hystérésis caractérise toutes les séries macroéconomiques du pays.

Hairault et Benassy ont montré le rôle des chocs monétaire dans l'explication des fluctuations de l'activité réelle dans le cas d'un seul pays développé, Moussi et Belhimer (2012), ont confirmé cette situation pour l'économie Algérienne.

Par le présent papier nous essayons de généraliser les résultats observés pour l'économie algérienne sur un groupe de cinq pays arabes. C'est-à-dire que nous proposons d'étudier le rôle du choc monétaire et du choc technologique dans l'explication des fluctuations économiques, tout en traitons la question de transmission internationale du cycle, à travers un modèle à tendances communes appliqué aux données de panels pour l'Algérie la Tunisie, le Maroc, la Mauritanie et l'Égypte, il s'agit des modèles de cycle économique réel international.

L'estimation de modèle à tendance commune, jugé pertinent pour l'analyse de la dynamique, est inspirée de Warne (1993) et étendue sur des données de panels en s'inspirant de Larsson et Lyhagen (1999), et Groen et Kleibergen (1999) pour la présentation à correction d'erreurs sur données de panel.

Les tests de cointégration et de racine unitaire menés montrent qu'on peut estimer ce modèle à tendances communes à deux chocs permanents pour chaque pays.

L'estimation des vecteurs de cointégrations est faite en se référant à Pedroni par la méthode de moindre carré modifié. Les deux tendances seront interprétées comme un choc technologique et un choc monétaire pour chaque pays.

1. Présentation du modèle canonique du cycle réel :

Il s'agit du modèle de King, Plosser et Rebelo (1988), dont l'économie est supposée parfaitement concurrentielle constitués par des agents identiques et qui se comportent rationnellement. La production dans cette économie est faite à rendements d'échelles constants Gilbert Abraham-Frois (1995).

1.1. Présentation du modèle canonique

Pour simplifier, nous faisons un raisonnement en termes de l'agent représentatif et de la firme représentative.

1.1.1. La technologie de production

L'entreprise représentative produit un seul bien en quantité Y_t , la production de ce bien est à rendement d'échelle constant. La technologie de production est une fonction Cobb Douglass décrite comme suit :

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (X_t N_t)^{1-\alpha} \quad (1)$$

Où Y_t est le niveau de production, K_t est le stock du capital physique à la fin de la période $t-1$, N_t représente l'emploi, X_t est le progrès technique neutre au sens de Harrod qui vient d'augmenter l'emploi et qui croit à un taux constant γ . A_t représente le choc de productivité globale des facteurs. Sous sa forme logarithmique est supposé suivre un processus autorégressif stationnaire d'ordre 1. $\log A_t = (1 - \phi)\mu_A + \phi \log A_{t-1} + \varepsilon_{tA}$ (2)

Où μ_A est la moyenne du processus, $|\phi| < 1$ pour assurer la stationnarité du processus et les ε_{tA} sont les innovations du processus supposées bruit

blanc de moyenne nulle et de variance δ^2 . Sous l'hypothèse de concurrence pure et parfaite et des rendements d'échelles constants, le choc technologique A_t est mesuré par le résidu de Solow.

Le stock de capital à la fin de la période t est accumulé selon la loi d'évolution (law of the motion) suivante : $K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t$ (3)

Où I_t représente l'investissement brut et δ est le taux de dépréciation du capital constant à chaque période.

1.1.2. Préférences des ménages

Le ménage représentatif, en tant qu'agent rationnel, cherche à allouer de façon optimale ses ressources dans le temps et ceci à travers une fonction d'utilité inter temporelle. Cette fonction est la somme espérée des utilités instantanées conditionnellement à l'information disponible à l'instant $t=0$.

Les préférences du ménage sont données par : $U = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t)$ (4)

Avec E_0 est l'espérance mathématique conditionnelle à l'ensemble des informations disponibles à la date initiale². β est un facteur d'escompte psychologique, C_t est la consommation du ménage à l'instant t et L_t est le loisir du ménage à l'instant t.

King, Plosser et Rabelo (1988) ont montré que l'existence de l'état stationnaire et contraint d'une forme particulière de la fonction d'utilité instantanée, en effet cette forme est définie par :

$$U(C_t, L_t) = \begin{cases} \frac{V(L_t)}{1 - \delta} C_t^{(1-\delta)} & \text{POUR } \delta > 0 \text{ ET } \delta \neq 1 \\ \log C_t + \log L_t & \text{POUR } \delta = 1 \end{cases}$$

² $E_0(X_t) = E(X_t / X_0)$.

Avec $V(L_t)$ est supposée croissante et concave et δ est un coefficient d'aversion pour le risque qui correspond à l'inverse de l'élasticité de substitution.

1.1.3. Les contraintes :

A chaque période le ménage représentatif est confronté à deux types de contraintes, la première concerne l'allocation du temps dont il dispose entre loisir et travail. Ce temps est normalisé à l'unité $L_t + N_t \leq 1$

La deuxième contrainte des ressources suppose une relation linéaire entre le produit, consommation et l'investissement. En effet le ménage ne peut consommer et investir plus que ses disponibilités du produit. $C_t + I_t \leq Y_t$

1.2. Définition et résolution de l'équilibre

L'analyse de la dynamique dans un modèle de cycle réel, ainsi que l'analyse de l'effet d'un choc de productivité est faite à travers la définition et la résolution de l'équilibre dans ce modèle.

2.2.1 Définition de l'équilibre :

Hairault (1992) stipule que " les hypothèses de prix flexible, de marché complet et concurrentiel et l'absence des externalités impliquent l'équivalence entre l'équilibre et l'optimum social". Pour la firme représentative, l'équilibre représente la rémunération du capital et du travail à leurs productivités marginales. Il s'agit, pour la firme d'un problème de maximisation du profit : $\text{Max}_{X_t, N_t} K_t^\alpha (X_t N_t)^{1-\alpha} - wN_t - r$ (8)

Avec w représente le salaire réel et r représente le prix de location d'une unité de capital.

L'équilibre pour le ménage représentatif représente les quantités de produits, stock de capital physique, consommation et niveau d'emploi qui maximisent son utilité espérée dans le temps.

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max : } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, L_t) \\ \text{S/C} \quad C_t + I_t \leq Y_t \quad (9) \\ K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + I_t \end{array} \right.$$

King, Plosser et Rabelo (1988) ont montré que le modèle satisfait les conditions classiques de croissance équilibrée à un taux constant γ . Ils exigent en effet une réécriture du modèle en déflatant les variables Y_t, C_t, I_t et K_t par X_t et on note $z_t = \frac{Z_t}{X_t}$, le problème du ménage se réécrit alors :

$$\left\{ \begin{array}{l} \text{Max : } E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, 1 - N_t) \\ \text{S/C} \quad C_t + i_t \leq A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (10) \\ \gamma K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + i_t \end{array} \right.$$

Vu le caractère récursif du modèle, la maximisation de la fonction d'utilité (4) revient à définir la fonction valeur d'utilité de Bellman décrite comme suit :

$$\left\{ \begin{array}{l} V(A_t, K_t) = \text{Max}\{U(C_t, 1 - N_t) + \beta E_t[V(A_{t+1}, K_{t+1})]\} \\ \text{S/C} \\ \gamma K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} - C_t \end{array} \right. \quad (11)$$

2.2.2 Résolution du modèle :

Loin de l'hypothèse restrictive de dépréciation totale du capital, King, Plosser et Rabelo (1988) ont montré qu'il est impossible de résoudre analytiquement le modèle. Ils exigent, en effet, une approximation linéaire autour de l'état stationnaire des conditions d'optimalités. Les conditions d'optimalités du ménage représentatif sont décrites ci-dessous :

$$\frac{\partial U(C_t, L_t)}{\partial C_t} = \lambda_t \quad (12)$$

$$\frac{\partial U(C_t, 1 - N_t)}{\partial N_t} = \omega \lambda_t \quad (13)$$

$$\gamma \lambda_t - \beta E_t[(1 - \delta) + A_{t+1} r_{t+1}] \gamma \lambda_{t+1} = 0 \quad (14)$$

$$\gamma K_{t+1} = (1 - \delta)K_t + A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} - C_t \quad (15)$$

$\text{Lim } E_0(\beta^t \lambda_t K_{t+1}) = 0 \quad (16)$ Où λ_t est le multiplicateur associé à la contrainte des ressources à la date t.

L'équilibre de la firme est donné par :

$$(1 - \alpha)A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha} = \omega \quad (17)$$

$$\alpha A_t K_t^{\alpha-1} N_t^{1-\alpha} = r \quad (18)$$

Les conditions (12) et (13) impliquent un double arbitrage entre consommation présente-consommation future et entre travail-loisir. La log-linéarisation du système d'équations (12)- (16) permet de le mettre sous la forme d'état-mesure³ qui va permettre à la suite l'analyse de la dynamique du modèle. Après log-linéarisation autour de l'état stationnaire, le modèle peut s'écrire sous la forme matricielle suivante⁴ :

$$\widehat{d}_t = \Pi \widehat{L}_t \quad (19), \quad \widehat{L}_{t+1} = M \widehat{L}_t + \varepsilon_{t+1} \quad (20)$$

Où $\widehat{L}_t = (\widehat{k}_t, \widehat{A}_t)$, $\widehat{d}_t = (\widehat{y}_t, \widehat{l}_t, \widehat{c}_t, \widehat{N}_t)$, M est matrice (2*2) définie positive et \widehat{x}_t représente la déviation par rapport à l'état stationnaire de la variable x_t .

La forme état-mesure permet d'écrire l'évolution de l'ensemble des variables macroéconomiques comme suit :

$$\widehat{y}_t = \Pi_{yk} \widehat{k}_t + \Pi_{yA} \widehat{A}_t \quad (21), \quad \widehat{c}_t = \Pi_{ck} \widehat{k}_t + \Pi_{cA} \widehat{A}_t \quad (22), \quad \widehat{N}_t = \Pi_{nk} \widehat{k}_t + \Pi_{nA} \widehat{A}_t \quad (23)$$

$$\widehat{l}_t = \Pi_{lk} \widehat{k}_t + \Pi_{lA} \widehat{A}_t \quad (24)$$

2.2.3 Dynamique et validation empirique :

2.2.3.1 La dynamique dans le modèle canonique :

Les agents fixent à chaque période leurs décisions optimales décrites par la matrice Π définissant le système (21)- (24) en fonction des variables d'états

³Les modèles états-mesures comportent deux systèmes d'équations : Le premier décrit la dynamique des états et le deuxième exprime les variables observables en fonction de l'état du système. Voir Hénin (1989).

⁴Pour une démonstration complète voir Hairault (1992) et King et al (1988).

endogène K_t et exogène A_t . Un choc de productivité, lors de son impulsion dans l'économie, se propage en déplaçant le capital de son niveau d'équilibre et le faire fluctuer autour de son état stationnaire grâce au processus d'accumulation du capital. Ce choc a en effet, une double influence : un effet instantané direct sur les variables du système, cet effet est décrit par la 2eme colonne de la matrice Π , et un effet indirect à travers le processus d'accumulation du capital sur les variables grâce à sa propagation dans le temps et la déviation du capital de son niveau d'état stationnaire. La dynamique dans le modèle canonique du cycle réel est fonction du degré de préférence pour le présent. En effet, à la suite d'un choc, le ménage peut décider de consommer la totalité du surplus de son revenu à la première période, dans d'autres cas, le ménage peut ne pas consommer la totalité du surplus et le supplément du revenu sera donc investi. Cet investissement fait dévier le capital de son niveau d'état stationnaire et l'effet du choc persiste plus qu'une période.

La dynamique des variables d'états endogènes et exogènes à la suite du choc de productivité est décrite par l'équation (20).

Par la matrice Π est décrite l'évolution des autres variables. Après le choc, les variables du système vont donc dévier de leur état stationnaire dans un premier temps, et converger lentement vers cet état dans un second temps.

Il est à noter que le degré de persistance et la vitesse de convergence sont fonctions des paramètres des matrices Π et M , d'où la nécessité de mise pratique du modèle à travers une la calibration.

En analysant la dynamique dans le modèle canonique, King, Plosser, Stock et Watson (1991), donnent des implications du modèle théorique en termes de concepts de co-intégration et de tendances communes. Ils considèrent une fonction de production affectée seulement d'un facteur de productivité. Suite à un choc de productivité, ils constatent que le taux de croissance espéré à long terme augmente, à cause d'une tendance stochastique commune entre la consommation, l'investissement et le produit ainsi que

par la stationnarité des grands ratios : consommation / output et investissement / output.

Ils ont conclu que ces variables levées en Log sont cointégrées d'ordre 2 du fait qu'elles partagent la même tendance stochastique. Les vecteurs de cointégration, donnés par $(1 \ 0 \ -1)$ et $(0 \ 1 \ -1)$, sont interprétés comme étant des combinaisons linéaires qui expriment les sentiers de croissance équilibré des grands ratios c/y et I/y .

2.2.3.2 Evaluation empirique :

Les modèles des cycles réels se distinguent généralement par la méthode de résolution, et d'évaluation qui permettent de dégager les propriétés dynamiques de l'économie. La résolution du modèle est faite par une technique particulière appelée étalonnage ou calibration. L'étalonnage consiste à quantifier le modèle.

En ce qui concerne la productivité non observable, elle est mesurée par le résidu de Solow et les paramètres du processus sont obtenus en estimant un AR(1), le coefficient autorégressif est fixé proche de l'unité pour pouvoir reproduire la forte persistance et respecter les implications théoriques du modèle. L'évaluation du modèle de cycle réel se fait à travers la comparaison des moments théoriques générés par le modèle⁵ aux moments observés⁶. La capacité du modèle à reproduire ces moments juge sa validité. Selon cette méthodologie, le modèle canonique permet de bien reproduire les principales caractéristiques cycliques de la consommation, de l'investissement et de la production pour au moins les Etats-Unis et la

⁵Les moments théoriques sont celles des séries générées par le modèle après calibration.

⁶Les moments observés sont celles des séries observées passées au filtre de HP.

France⁷. Mais ce modèle est incapable de reproduire ces caractéristiques sur le marché de travail.

Les résultats trouvés par Hairault (1992) pour juger la capacité du modèle à reproduire les faits se rapportant à l'économie américaine. Les faits qu'on cherche à reproduire par le modèle théorique sont (tableau n°01) :

- Une variabilité de la consommation plus faible que celle de produit et de l'investissement.
- Une variabilité des heures travaillées semblable à celle du produit et supérieure à celle de la productivité.
- La corrélation moins forte pour la productivité avec le produit et pratiquement nulle avec les heures travaillées.
- Une persistance forte sauf pour la productivité.

Tableau 1: caractéristiques observées pour les Etats-Unis.

	\hat{y}	\hat{c}	\hat{i}	\hat{N}	P
ET	1.76	1.28	8.47	1.42	0.89
ET/ET _y	1	0.72	4.81	0.8	0.5
AR(1)	0.85	0.86	0.81	0.84	0.52
Corr. (\hat{y})	1	0.81	0.9	0.86	0.59
Corr. (\hat{N})	-	-	-	-	0.1

Source :Hairault (1992), Page 10

ET : désigne l'écart type, AR (1) est le coefficient autorégressif et P : désigne la productivité.

⁷Voir Hairault (1992) pour l'exemple français.

Les caractéristiques cycliques du modèle théorique (tableau n°2) permettent de reproduire la variabilité relative, la variabilité entre le produit et la consommation, le produit et l'investissement et le produit et la productivité dans le sens où les variances sont bien ordonnées. La corrélation avec le produit semble conforme à l'observation.

Tableau 2: caractéristiques observées pour les Etats-Unis

	\hat{y}	\hat{c}	\hat{i}	\hat{N}	P
ET	1.29	0.43	3.5	0.26	1.03
ET/ET _y	1	0.33	2.71	0.2	0.8
AR(1)	0.69	0.78	0.68	0.68	0.7
Corr. (\hat{y})	1	0.9	0.99	0.97	0.99
Corr. (\hat{N})	-	-	-	-	0.96

Source :Hairault (1992). Page 11

Ces covariations positives avec le produit traduisent une réponse commune à un choc de productivité globale des facteurs.

Bien que Le modèle théorique permet de reproduire ces caractéristiques, mais il n'arrive pas à vérifier les faits sur le marché du travail. Une variabilité des heures travaillées sous-évaluée et une variabilité de productivité surévaluée. La corrélation observée productivité-emploi est pratiquement nulle ou même négative, alors que le modèle théorique génère une corrélation forte et positive.

Une autre limite du modèle évoqué par Hairault (1992) (voir tableau n°3), est que le modèle suppose l'égalité entre la productivité marginale du travail et le salaire réel, le comportement théorique sera donc le même entre la productivité p et le salaire w , par contre les séries observées montrent le contraire.

Tableau 3: caractéristiques observées pour les Etats-Unis

	\hat{N}	P
Etats – Unis	0.2	0.35≠ 1
France	-0.37	0.43≠ 1

Source :Hairault (1992). Page 14

3. Les extensions du modèle canonique

les modèles RBC semblent incapables d'accomplir la tâche de reproduction des faits sur le marché du travail en trois niveaux : variabilité de l'emploi, corrélation productivité-emploi et le comportement des salaires réels. Ces limites ont fait l'objet de plusieurs développements du modèle canonique.

Dans la présente nous décrivons brièvement ces extensions et nous présentons le modèle de Benassy (1995) comme référence aux modèles introduisant de deux approches : nouveaux keynésiens et nouveaux classiques.

3.1 Prolongements du modèle canonique :

Plusieurs prolongements modifient le modèle canonique par l'introduction de nouvelles hypothèses ou sources d'impulsions permettant de tenir compte de la variabilité, de la corrélation productivité-emploi et du comportement du salaire réel.

3.1.1 Les modèles "à la Hansen" :

Les modèles "à la Hansen"⁸ sont les modèles qui s'inspirent de celui de Hansen (1985), pour une meilleure reproduction de la variabilité des

⁸Fève et Langot (1995) utilisent trois modèles "à la Hansen" et qu'ils estiment sur des données françaises, cette appellation est empruntée aux auteurs.

heures travaillées, il a remarqué que l'offre de travail est constante grâce à l'hypothèse de divisibilité des heures travaillées, en réalité les heures sont indivisibles et l'offre de travail porte sur la probabilité de travailler ou de ne pas travailler. Le salaire touché représente le prix d'un contrat signé de travailler le nombre d'heure avec une probabilité p .

L'élasticité de substitution de loisir est infinie reflétant une fonction d'utilité indépendante des préférences et résultant seulement des caractéristiques du marché du travail. Le modèle calibré par Hairault (1992) permet de reproduire la variabilité observée des heures travaillées et de la productivité mais il reste incapable de reproduire correctement la corrélation entre emploi-productivité et produit productivité.

Burnside, Eichenbaum et Rabelo (1993)⁹ ont exploité l'idée d'indivisibilité du travail de Hansen, l'emploi dans ce modèle est décidé avant l'observation d'un choc technologique ou des dépenses publiques. Ce qui a permis de rendre compte du cycle de productivité grâce aux hypothèses de thésaurisation de la main d'oeuvre et de l'endogénéité du résidu de Solow. En effet, la mesure standard de productivité ne permet pas dans ce modèle d'assurer cette fin. La réalité est que le choc de productivité combiné avec un choc de demande via l'effort de travail représente le résidu de Solow.

Fève et Langot (1995) ont estimé trois modèles "à la Hansen" à l'aide de la méthode des moments généralisées, sur des données Françaises. Ils ont montré que le modèle BER est le meilleur en ce qui concerne la reproduction des caractéristiques cycliques sur le marché du travail.

⁹ Le modèle BER, pour Burnside, Eichenbaum et Rabelo (1993), est présenté dans un document de travail dès 1990 et n'est publié qu'en 1993, on parle en effet dans certains documents du modèle BER en 1990

3.1.2 Les modèles à plusieurs perturbations :

Christiano et Eichenbaum (1992) ont introduit les dépenses publiques par un processus stationnaire autorégressif. L'innovation de ce processus constitue la deuxième source d'impulsion à côté du choc technologique. Les dépenses publiques interviennent doublement dans la contrainte des ressources et dans la fonction d'utilité, malgré qu'il permet de générer la volatilité et la corrélation emploi-productivité d'une manière plus fidèle par rapport au modèle canonique mais il reste insuffisant pour reproduire parfaitement les observations.

Fairise, Hénin et Langot (1992) ont repris le modèle de Christiano et Eichenbaum sur des données françaises et Américain. Le modèle permet ainsi une reproduction pratiquement identique des faits sur le marché du travail, mais sa limite réside en ce qui concerne le comportement de salaire.

Fairise, Hénin et Langot (1992) ont construit un modèle de cycle réel très général en exploitant les idées d'indivisibilité de Hansen (1985), de thésaurisation de main d'œuvre de Burnside, Eichenbaum et Rabello (1993), des chocs de dépenses publiques ou des préférences de Christiano et Eichenbaum (1992) et de l'ajustement de l'emploi, il a permis une reproduction adéquate des faits observés surtout pour les Etats-Unis et la France.

Selon Benassy (1995), la dynamique d'un choc de demande n'est persistante que s'il y a introduction des éléments de croissance endogène.

3.1.3 Les modèles RBC et croissance endogène :

L'idée des modèles de cycle réel à croissance endogène n'est pas nouvelle, Mathéron (2003) et Langot (2000) avancent qu'il existe une multitude de travaux qui ont incorporé des éléments de croissance endogène et qui ont monté une meilleure reproduction des faits. Ces extensions peuvent être classées dans deux voies de recherche différentes.

La première voie de recherche concerne l'introduction d'une source de croissance endogène dans l'objectif d'améliorer la capacité du modèle à reproduire les faits cycliques observés, sans modification de la méthodologie traditionnelle. On assiste au filtrage des séries observées et à la calibration du modèle, de même Matheron (2003), Perli et Sakellaris (1998) et Simkins (1994) ont montré que l'introduction d'une source de croissance endogène dans les modèles RBC permet de reproduire correctement les faits observés dont les modèles de première génération n'arrivent pas à les reproduire. Dans cette même voie de recherche se classent les modèles où les paramètres sont estimés. [Fukao et Otaki (1993) et Chang et al (2002)].

La deuxième voie de recherche propose d'introduire la croissance endogène à travers l'introduction d'une source de croissance endogène et l'analyse des interactions entre les fluctuations économiques et la croissance, Collard (1999-1997) et Langot (2000) ont étudié les propriétés de co-intégration dans ces modèles comme le fait King, Plosser, Stock et Watson (1991)¹⁰.

3.2 De l'hystérésis vers la nouvelle synthèse :

Le modèle canonique du cycle réel a introduit une nouvelle approche du phénomène des fluctuations économiques. Il s'agit de fonder l'analyse sur des comportements d'optimisation inter temporelle en univers stochastique et de confronter de façon systématique et quantitative les moments théoriques aux faits observés caractérisant les pays développés.

¹⁰Le modèle de King, Plosser, Stock et Watson constitue un document de travail dès 1987.

Hairault (1999) a souligné l'idée de la convergence des programmes de recherches des nouveaux classiques et des nouveaux keynésiens, il s'agit d'une "nouvelle synthèse néoclassique" qui se développe.

3.2.1 Rôle du choc de la demande :

Bien que le choc technologique assure la reproduction de certains faits caractéristiques des fluctuations économiques, l'unicité de la source d'impulsion est apparue rapidement comme une limite intrinsèque de l'approche du cycle de produit, d'une part, la faible corrélation observée entre salaire réel et heures travaillées ne peut pas être expliquée uniquement par des chocs de demandes, d'autre part de nombreux travaux empiriques mettent en évidence le part important du choc de demande dans l'explication des fluctuations économiques¹¹.

Hénin (1989) évoque le rôle du choc de demande dans l'explication de l'hystérésis du produit. La synthèse des autres travaux empirique ont permis de conclure que les chocs de demande et monétaire affecte considérablement les variables réelles.

Les chocs budgétaires ont alors rapidement été incorporés dans l'analyse du cycle réel par Christiano et Eichenbaum (1992). En effet le fait qu'on accepte l'hypothèse d'existence d'un choc de demande pour expliquer les fluctuations, on sort du cadre théorique du modèle canonique. Le cycle n'est plus réel et la concurrence n'est plus parfaite¹². Il s'agit d'une intégration de deux théories, les nouveaux classiques et les nouveaux keynésiens. Cette intégration implique la non neutralité de la monnaie.

¹¹Pour un point de vue empirique sur le role du choc de demande dans l'explication des fluctuations voir Bec et Hairault (1993), King et al (1991), Ben Hadded (2004), Filosa (2004)

¹²Le fait de parler d'un choc monétaire ou budgétaire c'est parler d'une intervention Etatique à travers une politique monétaire et/ou budgétaire.

3.2.2 Le modèle de Benassy (1995) :

Benassy (1995) à repris l'idée des contrats de salaire pour prendre compte de l'influence de l'offre de monnaie sur les fluctuations¹³. Il présente une analyse en terme d'agent représentatif et de firme représentative.

La firme représentative produit un seul bien en quantité Y , et la technologie de production est supposée de forme Cobb Douglas à rendement d'échelle constant des facteurs de productions cumulables et elle est décrite comme suit : $Y_t = A_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$ (25) Où; $0 < \alpha < 1$, K_t est le capital physique de fin période, A_t est le choc technologique et N_t est le facteur du travail. La loi d'accumulation du capital physique est définie de telle sorte que la dépréciation est totale ($\delta = 1$) à chaque période: $K_{t+1} = I_t$ (26)

Cette nouvelle forme d'accumulation reflète la présence des coûts d'ajustements sur le capital physique. L'agent représentatif cherche à maximiser la fonction d'utilité inter temporelle espérée dans le temps. Il dispose d'une dotation en travail \bar{N} et il consomme le bien en quantité C_t et offre N_t unités de travail moyennant une quantité de monnaie. Benassy spécifie la fonction d'utilité comme suit :

$$U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t\right) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \left[\beta^t \log(C_t), \theta \log\left(\frac{M_t}{P_t}\right) + \gamma \log(\bar{N} - N_t) \right] \quad (27)$$

Où $M_t = \mu_t M_{t-1}$

La contrainte budgétaire de ce ménage à l'instant t est décrite par :

$$C_t + I_t + \frac{M_t}{P_t} = \frac{W_t}{P_t} N_t + r_t I_{t-1} + \frac{\mu_t M_{t-1}}{P_t} \quad (28)$$

¹³Il est à noter que d'autre voies permettent de rendre compte du choc monétaire : l'imperfection du marché financier (voir Hairault, 1999) et la concurrence imparfaite (voir le modèle de Hairault et portier édité par Hairault, 1999 pour la concurrence monopolistique et le modèle de Rotemberg et Woodford, 1995).

L'agent représentatif à pour but de maximiser la fonction d'utilité espérée sous la contrainte budgétaire (28). Vu son caractère récursif, le modèle admet des solutions optimales qui sont supposées suivre la fonction valeur d'utilité de Bellman :

$$V\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}, K_t, A_t\right) = \text{Max} \left\{ U\left(C_t, \frac{M_t}{P_t}, N_t\right) + \beta E_t \left[V\left(\frac{M_{t-1}}{P_t}, K_t, A_t\right) \right] \right\} \quad (29)$$

Les conditions d'optimalités du ménage et de la firme sont :

$$\frac{1}{C_t} = \lambda_t \quad (30),$$

$$\frac{-\gamma}{N - N_t} = \lambda_t \frac{W_t}{P_t} \quad (31), \lambda_t = \beta E_t (\lambda_{t+1} r_{t+1}) \quad (32), \lambda_t = \frac{\theta P_t}{M_t} \beta E_t \left(\lambda_{t+1} \frac{P_t M_{t+1}}{P_{t+1}} \right) \quad (33)$$

$$r_t = \alpha \frac{Y_t}{K_t} \quad (34), \frac{W_t}{P_t} = (1 - \alpha) \frac{Y_t}{N_t} \quad (35)$$

La condition (30) représente l'égalisation de l'utilité marginale de la consommation au prix de la consommation. La condition (31) représente l'égalisation de l'utilité marginale de loisir à son prix. La condition (32) donne la valeur du capital et la condition (33) représente l'égalisation de l'utilité marginale anticipée de la monnaie à son prix anticipé, ce dernier n'est que le taux d'intérêt nominal anticipé. Les conditions (34) et (35) représentent l'équilibre de la firme représentative. En combinant (30) et (32), la définition de dans (34) et la condition d'identité comptable, on obtient la condition d'Euler suivante : $\frac{I_t}{C_t} = \alpha\beta + \alpha\beta E_t \left(\frac{I_{t+1}}{C_{t+1}} \right)$ (36)

Sous l'hypothèse de convergence à long terme du ratio $\frac{I_t}{C_t}$ et étant donné que $Y_t = C_t + I_t$ on obtient :

$$C_t = (1 - \alpha\beta) Y_t \quad (37)$$

$$I_t = \alpha\beta Y_t$$

Le système des équations (38) implique une corrélation parfaite entre le produit et l'investissement d'une part et le produit et consommation d'autre part. Ces implications justifient les faits dégagés par King et al

(1991) en ce qui concerne la co-intégration entre la production, l'investissement et la consommation.

Utilisons la relation (30) et l'expression $M_t = \mu_t M_{t-1}$, en remplaçant dans (33) on obtient :

$$\frac{M_t}{P_t C_t} = \theta + \beta E_t \left(\frac{M_{t+1}}{P_{t+1} C_{t+1}} \right) \quad (38)$$

Sous l'hypothèse de stationnarité de $\frac{M_t}{P_t C_t}$, on obtient :

$$\frac{M_t}{P_t C_t} = \frac{\theta}{1-\beta} \quad (39)$$

Les équations (37) et (39) montrent qu'on peut exprimer le niveau de la balance réelle en fonction de la production :

$$\frac{M_t}{P_t} = \frac{\theta(1-\alpha\beta)}{1-\beta} Y_t = v Y_t \quad (40)$$

Cette relation implique une corrélation parfaite entre le produit et la balance réelle. Cette corrélation peut s'interpréter, comme le fait King et al (1991) pour la consommation, investissement et production, par une relation de co-intégration entre la balance réelle et la production.

3.2.3 Dynamique du modèle de Benassy

Dans le but de mesurer la dynamique induite par un choc monétaire, Benassy introduit l'idée des contrats salariaux. En effet, le salaire est prédéterminé au début de la période, et c'est à ce niveau de salaire que le ménage offre la totalité du travail demandé par la firme.

$$w_t = E m_t + \log(1 - \alpha) - \log v - n \quad (41)$$

Où $E m_t$ est l'anticipation de m_t construite au début de la période avant que le choc ait lieu :

$$E m_t = E_{t-1} m_t$$

Sous une forme logarithmique¹⁴, les conditions (25), (35), (37) et (40) s'écrivent :

$$y_t = a_t + \alpha k_t + (1 - \alpha) n_t \quad (42)$$

¹⁴Toutes les variables en minuscules représentent les logarithmes des variables initiales : $x_t = \log(X_t)$.

$$w_t - p_t = \log(1 - \alpha) + a_t + \alpha k_t + (1 - \alpha)n_t(43)$$

$$m_t = \log v + p_t + y_t(44)$$

$$k_t = \log v + y_t(45)$$

En combinant les équations de (41) à (45) on obtient :

$$n_t = n + (m_t - Em_t)(46)$$

$$y_t = \frac{a_t + (1 - \alpha)(m_t - Em_t)}{1 - \alpha L} + n + \frac{\alpha \log \alpha \beta}{1 - \alpha}(47)$$

L'équation (46) montre que le processus d'emploi peut dévier de son état stationnaire, cette dynamique de l'emploi est générée par le choc monétaire. L'équation (46) montre qu'un choc monétaire non prévisible se propage dans le temps à travers le même mécanisme d'accumulation du capital que le choc technologique. Mais il est à noter que le choc technologique persiste à long terme et fait dévier l'économie de l'état stationnaire.

Le choc monétaire ne peut pas affecter l'économie de la même manière, c'est la partie non prévisible de ce choc qui va gouverner les fluctuations des variables réelles.

Dans le but d'exprimer les corrélations suites aux chocs monétaires à l'instant (t-1), nous éliminons tous termes constants et récrivons, l'output, le salaire réel et les prix :

$$y_t = (1 - \alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{a_t + \alpha(1 - \alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}(48)$$

$$w_t - p_t = -\alpha(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{a_t + \alpha(1 - \alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}(49)$$

$$p_t = Em_{t-1} + \alpha(m_{t-1} - Em_{t-1}) + \frac{a_t + \alpha(1 - \alpha)(m_{t-1} - Em_{t-1})}{1 - \alpha L}(50)$$

Comme on peut le voir, après tout choc de productivité où choc monétaire retardé, il existe une corrélation positive entre le salaire réel et l'output et

une corrélation négative entre le prix et l'output. Au contraire, un choc monétaire non prévisible à l'année courante implique une corrélation positive entre l'output et le prix et une corrélation négative entre le salaire réel et l'output. Le modèle de Benassy permet donc de générer les faits caractéristiques des modèles keynésiens à partir d'un modèle de cycle réel.

L'introduction d'un choc monétaire dans un modèle d'optimisation inter temporelle a impliqué une vision équilibrée entre les modèles keynésiens traditionnels et les modèles usuels de cycle réel. En effet le choc monétaire non prévisible implique aussi un effet persistant sur la fluctuation de la production et permet de générer la fluctuation de l'emploi tout seul.

On peut donc juger la pertinence du modèle de Benassy du fait qu'il permet de répondre aux insuffisances du modèle canonique dans un cadre théorique différent et sans aucune calibration à priori. Il est à noter, comme le remarque Hairault (1999), les chocs d'offres apparaissent comme une dimension importante des fluctuations du produit à côté du choc technologique.

4. La dynamique du PIB réel Application sur un panel de cinq pays Arabe :

Dans le but d'évaluer l'amplification des chocs technologique et monétaire dans la dynamique du PIB réel, nous considérons un panel de cinq pays arabes : l'Algérie, la Tunisie, le Maroc, la Mauritanie et l'Egypte, et nous cherchons à évaluer le rôle des chocs monétaire et technologique inter et intra pays. Les données utilisées sont en millions de dollar constant pour l'année 2010 et couvrent la période 1974-2015 issues de la banque des données annuelles de la banque mondiale. Il s'agit du PIB réel, le déflateur du PIB et de la monnaie au sens M2¹⁵.

¹⁵Il s'agit des disponibilités et des quasi disponibilités monétaires en terme réel.

L'application des tests de racine unitaire, test de Levin et Lin (LL) et test d'Im, Pesaran et Shin (IPS) montre que l'ensemble des séries statistiques est affecté d'une racine unitaire (voir tableau 4).

Tableau 4 : Tests de racines unitaires LL et IPS

		LL		IPS
y_t	ρ	$\tau\rho$	ADF	
p_t	-0.368	-0.372	-1.224	-0.7414
m_t	-2.531	-2.705	-1.308	-2.999

Source : Etablit par les auteurs

L'application des tests de cointégration de Pedroni montre, à l'exception du test ADF_stat que le système des variables est cointégré du fait que le résidu estimé est stationnaire. En effet, l'ensemble des statistiques basées sur la dimension within sont inférieures au seuil de la loi normale centrée réduite (-1.64).

Tableau 5 : Tests de cointégration de Pedroni

	(y, p, m)
v-stat	-1.7745
Rho-stat	-3.2729
pp-stat	-4.1349
Adf-stat	-1.6428
Rho-stat*	-3.120
pp-stat*	-4.9733
Adf stat*	-0.8750

*il s'agit des tests basés sur la dimension between

Source : Etablit par les auteurs

Larsson et Lyhagen (1999) ont développé un test basé sur le rapport de vraisemblance, il permet de tester l'hypothèse nulle d'existence de r relations de cointégration, la statistique du test est identique à celle de Johansen sauf que Larsson et Lyhagen exigent une correction de type Bartlett à cette statistique. L'application de ce test à nos données (tableau 6) montre l'existence d'une seule relation de cointégration.

Tableau 6 : Tests de cointégration de Larsson et Lyhagen¹⁶

	Trace	Critique 1%	Critique 5%	Critique corrigé
$r = 0$	1277.3774	-	475.7835	657.9013
$r = 1$	661.3083	274.13136	257.921	464.0640
$r = 2$	226.1037	113.82845	104.71835	250.2723

Source : Etablit par les auteurs

Les propriétés de non stationnarité et de cointégration sont vérifiées pour les variables considérées pour les cinq pays arabes. Ce résultat implique l'importance d'une analyse en termes de mécanismes d'impulsion et de propagation des chocs technologique et monétaire, il s'agit de la spécification et de l'estimation d'un modèle à tendances communes pour notre panel.

4.1 Présentation et estimation d'un modèle à tendance commune :

Les tests de racines unitaires et de cointégration indiquent la possibilité d'identification et d'estimation d'un modèle à tendances communes pour

¹⁶ Les valeurs critiques et les valeurs critiques corrigées par la fenêtre de Bartlett sont simulées à l'aide de 10000 itérations. Larsson et Lyhagen (1999) ont fourni le programme Gauss de simulation et de tests à l'adresse électronique suivante : <http://swopec.hhs.se/hastef/abs/hastef0331.htm>

un panel de cinq pays arabes, le but est de pouvoir évaluer la contribution des chocs spécifiques : technologique et monétaire dans la dynamique du niveau d'activité réelle inter et intra pays. Considérons un vecteur X_{it} à trois variables aléatoires : logarithme du PIB réel (y_{it}), le logarithme du déflateur du PIB (p_{it}) et le logarithme du monnaie en termes réel (m_{it}). X_{it}

est définie par : $X_{it} = \begin{pmatrix} y_{it} \\ p_{it} \\ m_{it} \end{pmatrix}$ Pour $i = 1, \dots, 5$ (nombre des pays : Algérie,

Tunisie, Maroc, Mauritanie et Egypte). Et on définit $X'_t = (X'_{1t}, X'_{2t}, X'_{3t}, X'_{4t}, X'_{5t})$.

La présentation à tendances communes est définie par Warne comme suit :

$$\begin{aligned} X_t &= X_0 + A\tau_t + \tilde{C}(L)\varepsilon_t \\ \tau_t &= \mu + \tau_{t-1} + \varphi_t \end{aligned} \quad (51)$$

La présentation définie ainsi permet la décomposition cycle croissance, en effet, $X_0 + \tilde{C}(L)\varepsilon_t$ représente la composante cyclique et $A\tau_t$ représente la composante tendancielle. ε_t Sont des bruits blancs de moyenne nulle et de variance I_{3N} et φ_t des innovations de moyenne nulle et de variance

covariance une matrice diagonale ϕ . Soit $\tau_{it} = \begin{pmatrix} \tau_{oi} \\ \tau_{mi} \end{pmatrix}$ les deux tendances communes pour le pays i , on peut ainsi définir τ_t en fonction τ_{it} sous la forme matricielle suivante : $\tau'_t = (\tau'_{1t} \tau'_{2t} \tau'_{3t} \tau'_{4t} \tau'_{5t})$ (52)

Les tests menés précédemment nous permettent d'accepter une seule relation de cointégration pour chaque pays, c'est-à-dire qu'il existe deux tendances stochastiques pour chaque pays.

Dans le cadre de notre système des variables, il semble pertinent la considération de deux tendances interprétés comme étant un choc technologique et un choc monétaire $\hat{\tau}_{oit}$ et $\hat{\tau}_{mit}$. Le choc monétaire sera identifié comme le choc ayant un effet à long terme sur le déflateur du PIB réel. A ce stade il nous reste, pour pouvoir estimer le modèle à tendances communes, l'estimation des vecteurs de cointégration.

On se réfère en ce point à Pedroni pour estimer ces vecteurs pour chaque individu, il s'agit de la méthode de moindre carré modifié FMOLS¹⁷. Warne (1993) exige une estimation convergente des vecteurs de cointégration du fait que les propriétés asymptotiques des parmentures du modèle à tendances communes et des fonctions de réponses dépendent des propriétés de ces vecteurs. La généralisation des résultats de Warne sur des données de panel exige l'estimation efficace de ces vecteurs. Pedroni (1996) et Phillips et Moon (1999) ont montré que l'estimateur de moindre carré modifié des vecteurs de cointégration est asymptotiquement convergent vers une loi normale. Les vecteurs de cointégration estimées par cette méthode sont donnés pour chaque groupes par :

¹⁷Les programmes d'estimation et de test sont fournis par Peter Pedroni sous Win rats.

$$\hat{\beta}_1 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.05 \\ (0.71) \\ 0.37 \\ (16.79) \end{pmatrix}, \quad \hat{\beta}_2 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.25 \\ (7.37) \\ 0.18 \\ (16.79) \end{pmatrix}, \quad \beta_3 = \begin{pmatrix} 1 \\ -0.29 \\ (-3.14) \\ 0.40 \\ (15.07) \end{pmatrix}, \quad \beta_4 = \begin{pmatrix} 1 \\ -1.17 \\ (-9.34) \\ 0.43 \\ (13.56) \end{pmatrix},$$

$$\beta_5 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0.86 \\ (6.52) \\ 0.16 \\ (7.13) \end{pmatrix}$$

L'écriture du vecteur de cointégration en données de panel est définie par Groen et Kleibergen (1999), Larsson et Lyhagen (1999) comme

$$\hat{\beta} = \begin{pmatrix} \hat{\beta}_1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \hat{\beta}_2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\beta}_3 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{\beta}_4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \hat{\beta}_5 \end{pmatrix}$$

suit :

Étant donné le vecteur de cointégration $\hat{\beta}$, on peut identifier la matrice de long terme A_0 sous les restrictions de cointégrations et d'autres contraintes théoriques de telle sorte de permettre l'analyse de la dynamique induite des chocs technologique et monétaire. L'algorithme de Warne, étendu aux données de panel, permet l'estimation de la présentation à tendances communes définie par (51). La première vision de la matrice A montre la non similarité des pays en terme des réponses à long terme aux chocs. Cette différence rend impossible d'identifier que le choc monétaire soit un choc de demande monétaire ou d'offre monétaire. Nous notons que pour l'Algérie nous interprétons ce choc comme choc d'offre du fait que la

réponse du PIB et du déflateur du PIB est positive suite à ce choc. Le même cas se présente pour la Tunisie et le Maroc.

$$X_t = X_0 + \begin{pmatrix} 0.014 & 0.019 & -0.003 & 0.02 & -0.003 & 0.002 & -0.002 & 0.002 & 0.001 & 0.0002 \\ -0.38 & 0.036 & 0.087 & -0.001 & -0.016 & 0.001 & -0.002 & -0.048 & -0.024 & -0.005 \\ 0.014 & -0.057 & -0.002 & -0.005 & 0.01 & -0.005 & 0.005 & 0.0008 & 0.0004 & 0.0001 \\ -0.05 & 0.017 & -0.01 & 0.0046 & 0.007 & -0.003 & 0.004 & 0.0006 & 0.0003 & 0 \\ -0.21 & -0.063 & 0.036 & -0.016 & -0.028 & 0.014 & -0.0014 & -0.002 & -0.001 & 0 \\ 0.597 & -0.008 & 0.005 & -0.002 & -0.004 & 0.002 & -0.002 & -0.0003 & -0.002 & 0 \\ -0.11 & 0.02 & 0.01 & -0.01 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.46 & 0.021 & 0.0097 & 0.003 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.05 & -0.034 & 0.045 & 0.027 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -0.17 & 0.032 & 0.004 & -0.013 & 0.032 & 0.009 & -0.009 & 0 & 0 & 0 \\ -0.38 & -0.027 & 0.037 & -0.005 & 0.009 & 0.033 & 0.0111 & 0 & 0 & 0 \\ -0.66 & -0.15 & 0.092 & 0.016 & -0.05 & 0.067 & 0.052 & 0 & 0 & 0 \\ -0.09 & -0.024 & -0.002 & 0.008 & -0.004 & -0.00003 & 0.0065 & 0.023 & -0.018 & -0.004 \\ 0.172 & 0.052 & -0.005 & -0.022 & 0.004 & -0.003 & -0.01 & -0.037 & 0.03 & -0.003 \\ -0.31 & -0.126 & 0.0042 & 0.067 & 0.002 & 0.017 & 0.016 & 0.056 & -0.044 & 0.043 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \hat{t}_{o1} \\ \hat{t}_{m1} \\ \hat{t}_{o2} \\ \hat{t}_{m2} \\ \hat{t}_{o3} \\ \hat{t}_{m3} \\ \hat{t}_{o4} \\ \hat{t}_{m4} \\ \hat{t}_{o5} \\ \hat{t}_{m5} \end{pmatrix} + \varepsilon_t$$

4.2 Analyse des sources des fluctuations de PIB réel

Une première remarque consiste à dire que les chocs transitoires ne contribuent que faiblement dans cette dynamique. Il s’agit d’une caractéristique commune pour tous les pays. La signification économique à cette remarque nécessite un travail très important sur l’étude de la transmission des cycles internationaux que nous essayons de développer dans un travail plus élaboré.

4.2.1 Analyse des décompositions de la variance du PIB réel

Examinons dans un premier temps le rôle des chocs technologique et monétaire dans la fluctuation du PIB réel. Le tableau 7 présente la contribution de ce choc pour l’Algérie :

Tableau 7 : contribution des chocs spécifiques à l'Algérie dans la variation des PIB réel (en %)¹⁸

Horizon	h = 1 an	h = 3ans	h = 5 ans	h = 10 ans	h = ∞
Algérie	18.04 /12.73	32.66/12.57	41.2/10.24	48.15/6.66	32.11/2.95
Tunisie	4.3 / 7.21	2.45/7.69	2.78/8.09	6.36/7.25	6.72/2.96
Maroc	1.92/6.56	1.12/3.92	1.35/3.07	3.09/1.96	2.29/0.62
Mauritanie	15.5/0.04	7.07/0.02	4.36/0.01	6.1/0.02	11.13/0.01
Egypte	6.26/32.67	4.05/33.3	3.27/34.36	4.33/34.25	6.65/30.55

Source : Etablit par les auteurs

L'analyse de la décomposition des variances des chocs technologiques et d'offre de monnaie en Algérie montre la contribution de ces chocs à l'activité réelle dans ce pays. En effet, la contribution du choc technologique est plus forte que celle du choc monétaire pour des horizons de courte et de longue durée.

Ce choc explique 48.15% de la variation du PIB réel pour un horizon de 10 ans. La contribution du choc monétaire est importante pour au moins des horizons de court terme. Ce choc explique 12.73% de la dynamique du PIB le premier horizon jusqu'au 10.24% le cinquième horizon. La dynamique du choc monétaire est relativement faible pour des horizons infinis ce qui nous permet de juger que les agents Algériens se comportent d'une manière qui nous rappelle l'hypothèse d'anticipation rationnelle bien que le contexte est différent. La transmission des chocs spécifiques de l'Algérie

¹⁸Le premier nombre représente l'effet du choc technologique sur le PIB réel et le deuxièmereprésentel'effetduchocmonétaire.

vers d'autres pays est aussi importante. En effet, un choc technologique en Algérie contribue à la dynamique réelle en Tunisie pour des horizons de très long terme à l'ordre de 6.72%.

Ce choc contribue aussi à la variation de l'activité réelle en Egypte et en Mauritanie pour des horizons de court et de long terme mais sa contribution à cette dynamique au Maroc reste très faible. Cette importance peut être justifiée par la vitesse de transmission des informations et de la technologie au sein de ces pays. Le lien entre la Tunisie et l'Algérie peut être identifiée à des liens géographiques ou encore la concurrence entre ces pays. La transmission à travers les pays du choc monétaire en Algérie est relativement très faible pour des horizons infinis sauf en Egypte. En effet, la contribution de ce choc à l'activité réelle est de l'ordre de 32.67% le premier horizon pour atteindre 30.55 pour des horizons infinis. La contribution de ce choc à la fluctuation du PIB réel pour des horizons de court terme est importante en Tunisie et elle est faible pour le Maroc et la Mauritanie.

L'importance des transmissions du choc monétaire Algérien peut être expliquée par l'intégration économique de l'Algérie, la Tunisie au sein du même groupe. Cette transmission peut être expliquée aussi par un comportement analogue en matière de politique monétaire et de la convertibilité des monnaies.

**Tableau 8 : contribution des chocs spécifiques à la TUNISIE dans la
variation des PIB réel (en %) ¹⁹**

<i>horizon réel</i>	<i>PIB</i>	<i>h = 1 an</i>	<i>h = 3ans</i>	<i>h = 5 ans</i>	<i>h = 10 ans</i>	<i>h = ∞</i>
<i>Algérie</i>		7.23 /7.02	2.71/4.87	1.61/3.54	1.53/2.14	2.61/0.71
<i>Tunisie</i>		23.08 /10.18	21.04/8.76	15.38/7.65	13.65/5.99	24.54/2.38
<i>Maroc</i>		0.05/8.42	1.76/4.47	3.9/3.41	4.71/2.36	2.78/0.88
<i>Mauritanie</i>		0.48/0.01	3.44/0.1	5.39/0.09	4.75/0.07	1.91/0.05
<i>Egypte</i>		10.46/13	14.03/9.32	12.88/7.02	8.02/3.93	4.76/1.27

Source : Etablit par les auteurs

Les chocs spécifiques Tunisiens contribuent fortement à la variation du PIB réel en Algérie mais cette contribution diffère selon le choc. En effet, le choc technologique contribue à la variation de l'activité réelle de 23.08% et diminue pour des périodes éloignées pour atteindre 13.65% dans 10 ans et revient à augmenter pour atteindre 24.54 %. Le choc monétaire ne contribue que faiblement à cette dynamique pour des horizons de moyen terme et son effet s'annule pour des horizons infinis. La transmission des chocs spécifiques Tunisiens à travers les pays caractérise des horizons de court et de moyen terme. Le choc technologique Tunisien influe sur l'activité réelle en Algérie d'environ 7.23% et cette influence s'annule pour des horizons éloignés. Ce choc fait varier le niveau de PIB réel en Egypte à moyen terme, mais pour les autres pays ce choc ne contribue à aucune dynamique. L'effet du choc monétaire tunisien est réduit pour des horizons de court et de long terme.

¹⁹Le premier nombre représente l'effet du choc technologique sur le PIB réel et le deuxième représente l'effet du choc monétaire.

L'importance du choc monétaire, pour l'Égypte et la Tunisie, est expliquée par l'application de la même politique d'ouverture sur l'extérieur.

Tableau 9 : contribution des chocs spécifiques au Maroc dans la variation des PIB réel (en %) ²⁰

Horizon	h = 1 an	h = 3ans	h = 5 ans	h = 10 ans	h = ∞
PIB réel					
Algérie	17.88/3.3	13.93/1.16	15.77/0.66	22.78/0.52	53.04/0.84
Tunise	0.2/6.29	0.33/7.95	0.42/8.55	0.62/10.17	20.74/8.3
Maroc	56.54/15.2	54.41/18.6 2	54.8/18.69	54.64/18.28	63.71/14.19
Mauritanie	9.6/0.21	12.46/0.08	14.94/0.09	22.43/0.05	31.34/0.07
Egypte	1.17/10.77	6/7.1	10.21/5.98	16.27/5.58	28.08/4.1

Source : Etablit par les auteurs

La décomposition de la variance des erreurs pour le PIB réel montre que la transmission des chocs spécifiques au Maroc contribue très fortement relativement aux chocs spécifiques des autres pays. En outre de l'importance de la contribution de ces chocs à la dynamique au Maroc (63.71% pour le choc technologique et 14.19% pour le choc monétaire pour des horizons infinis), le choc technologique se propage dans les autres pays et contribue fortement à une telle dynamique.

²⁰Le premier nombre représente l'effet du choc technologique sur le PIB réel et le deuxièmereprésentel'effeteduchocmonétaire.

**Fluctuations économiques, propagation des Chocs monétaire et technologique :
Modèle à tendances communes sur des données de panel (PP 75- 116)**

Le rôle du choc monétaire reste relativement faible. L'importance du choc technologique est associée à la vitesse de transmission de l'information et des nouvelles technologies.

Tableau 10 : contribution des chocs spécifiques au Mauritanie dans la variation des PIB réel (en %)

<i>horizon PIB réel</i>	<i>h = 1 an</i>	<i>h = 3ans</i>	<i>h = 5 ans</i>	<i>h = 10 ans</i>	<i>h = ∞</i>
<i>Algérie</i>	2.54/2.04	1.19/1.4	1.17/1.09	1.68/0.85	1.7/0.56
<i>Tunisie</i>	0.8/3.22	3.97/2.38	5.61/1.77	7.09/1.19	10.14/0.99
<i>Maroc</i>	3.43/0.41	1.73/5.28	1.15/5.43	0.75/5.1	0.58/3.98
<i>Mauritanie</i>	52.68/8.39	54.54/8.63	53.25/8.11	49.26/7.69	42.87/7.89
<i>Egypte</i>	1.86/0.3	1.75/0.51	1.19/0.54	0.68/0.37	0.37/0.29

Source : Etablit par les auteurs

Les chocs spécifiques Mauritaniens n'ont d'importance que pour leur propre économie. Leurs effets sont considérables à long et à court terme. La contribution de ces chocs à la dynamique du PIB des autres pays reste très faible et on remarque l'indépendance des pays en question à l'égard de ces chocs sauf pour la Tunisie et pour des horizons infinis que le choc technologique Mauritanien a un poids considérable.

En Egypte, on remarque que les chocs spécifiques à ce pays ont un important poids à long terme sur la dynamique du PIB (9.74% pour le choc technologique et 13.21 pour le choc monétaire). Le choc monétaire spécifique à l'Egypte n'a aucun effet sur toutes les économies.

Tableau 8 : contribution des chocs spécifiques à l'Égypte dans la variation des PIB réel (en %)²¹

horizon PIB réel	$h = 1 \text{ an}$	$h = 3 \text{ ans}$	$h = 5 \text{ ans}$	$h = 10 \text{ ans}$	$h = \infty$
Algérie	20.52/3.01	23.67 /1.3	20.7/0.84	12.27/0.44	4.25/0.24
Tunise	32.11/0.02	35.05/0.61	41.79/0.81	39.32/0.6	18.94/0.44
Maroc	1.15/0.21	0.47/1.35	0.47/1.15	0.73/1.25	3.7/1.95
Mauritanie	1.76/0.25	4.58/0.68	6.26/1.03	4.73/1.11	1.97/0.85
Egypte	3.27/17.8	3.2/19.35	5.01/18.24	9.42/16.12	9.74/13.21

Source : Etablit par les auteurs

5. Commentaire des résultats :

Les exercices de décomposition de la variance que nous avons menés montrent certains points essentiels, en particulier :

Les chocs spécifiques à un pays contribuent fortement à sa dynamique réelle : les chocs technologiques caractérisent des horizons de long terme et les chocs monétaires caractérisent des horizons de court et de moyen terme, sauf en Egypte.

La transmission des chocs spécifiques d'un pays vers les autres pays est réservée aux chocs technologiques et on assiste à une quasi neutralité des chocs monétaires pour des horizons de moyen et de long terme expliquée par la faiblesse des monnaies nationales pour exercer un effet international.

²¹Le premier nombre représente l'effet du choc technologique sur le PIB réel et le deuxième présente l'effet du choc monétaire.

L'hypothèse d'anticipation rationnelle est presque vérifiée du fait de la neutralité des chocs monétaires à moyen et long terme. L'effet élevé de ce choc en Egypte et au Maroc peut être interprété en terme d'une inflation élevée ou de l'utilisation de ces pays de la politique monétaire comme le seul instrument pour relancer l'économie.

La distinction entre deux groupes au sein du panel en fonction des liens existant entre les économies. Un groupe concurrentiel formé par la Tunisie, l'Algérie et l'Egypte caractérisé par la forte transmission des chocs. Le deuxième groupe formé par la Mauritanie et le Maroc se caractérise par des réponses faibles aux chocs.

La liaison possible entre les cinq pays arabes peut être expliquée dans une grande partie par les chocs technologiques. Ce constat peut être justifié par l'existence de plusieurs types de liens entre ces pays. En effet, ces pays se caractérisent par des liens géographiques, qui représentent des canaux importants de transmission des chocs selon la nouvelle économie géographique. D'autre pays se caractérisent par des conflits politiques internes et externes, tels que la révolution Tunisienne et Egyptienne, d'un coté, et d'un autre coté le cas du Maroc et de l'Algérie et celui du Maroc et de la Mauritanie.

La transmission des chocs aux seins de ces pays est faibleLe choc monétaire présenté dans le chapitre précédent comme caractéristique des fluctuations réelle à très court terme en Algérie se généralise dans un contexte de transmission des cycles inter pays. On pense à ce stade que la considération des seuls chocs technologiques pour l'explication de la dynamique peut être justifiée à condition de les considérer dans un contexte de transmission des chocs entre pays ou en présence des externalités de libres échanges. Dans une analyse de la dynamique réelle dans un seul pays la considération du seul choc technologique est insuffisante, il est nécessaire d'introduire les chocs monétaires.

6. Conclusion :

La thèse des cycles réels stipule que le choc d'offre rend compte de la fluctuation du PIB. Cependant, les chocs de demandes sont des facteurs essentiels aux phénomènes cycliques, en contradiction avec la thèse des cycles réels. D'où la justification de l'introduction des rigidités nominales [Bec et Hairault, 1993 et Hairault,1999] et de la concurrence imparfaite [Rotemberg et Woodfard, 1995] dans des modèles néoclassique de croissance optimale.

Moussi et Belhimer (2012) ont montré que l'hystérésis caractérise toutes les séries macroéconomiques de l'économie Algérienne. Le choc technologique ne permet pas à lui seul de générer la fluctuation du PIB. En effet, les modèles à tendances communes proposés et estimés sur des données Algériennes, ont montré le rôle que joue le choc de demande et en particulier le choc monétaire.

En effet l'importance du choc monétaire et l'insuffisance du choc technologique constituent une faiblesse des modèles de cycle réel qui a permis plusieurs enrichissements. Dans le but de généraliser le résultat trouvé par Moussi et Belhimer (2012), nous avons posé la question d'une manière différente : l'importance du choc monétaire est-elle spécifique à l'économie Algérienne ou plutôt elle peut être généralisée pour un ensemble des pays en voie de développement.

Pour ce faire nous avons considéré un modèle à tendance commune sur données de panel. Les exercices de décompositions de variance ont montré qu'il existe une forte transmission des chocs technologiques et monétaires au sein de ces pays. Cette forte transmission est expliquée par l'existence de plusieurs canaux de transmissions, ou même plusieurs liens : liens géographique, lien politique, lien de comportement (même niveau de développement et l'application des processus de libéralisation financière).

7. Références bibliographiques

Abraham-Frois. G (1996) : " Economie Politique", Economica, Paris

Abraham-Frois. G (1995) : " Dynamique Economique", Dalloz, Paris.

Abraham-Frois. G et Berrebi (1995) : "Cycle, instabilité et chaos", Economica, paris.

Abraham-Frois. G et Larbre. F (1998) : "La macroéconomie après Lucas : textes choisis", Economica, paris.

Ambler. S et Cardia. E (1995) : "Les modèles réels de la transmissions des cycles économiques", *Actualité économiques : revue d'analyse économique*, vol. 71, pp. 193- 217

Backus. D, Kehoe. P et Kydland. F (1992) : " International Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 745-775

Benassy. J. P (1995): "Money and Wage Contracts in Optimising Model of the Business Cycle ", *Journal of Monetary Economics*, vol. 35(2) , pp. 303-31

Beveridge. S et Nelson. C. R (1981): "A New Approach to Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle", *Journal of Monetary Economics*, vol. 7 (2), pp. 151-173.

Blanchard. O. J et Summers. L. H (1987): "Hysteresis in unemployment", dans Abraham- Frois. G et Larbre. F (1998) : "*La macroéconomie après Lucas : textes choisis*", Economica, paris, pp. 179-187

Breitung. J et Trenkler. C (2002): "On the Properties of Some Tests for Common Stochastic Trends ", *Econometric Theory*, vol. 18, pp. 1336-1349.

Burnside. C, Eichenbaum. M et Rebelo (1993): "Labor Hoarding and the Business Cycle ", *Journal of Political Economy*, vol. 101(2), pp. 245-273.

Campbell. J et Mankiw. N (1989): "International Evidence on the Persistence of Economic Fluctuation", *Journal of Monetary Economics*, vol. 23(2), pp. 319-333.

Chang. Y, Gomez. J. F et Schorfheidle. F (2002): "Learning-by doing as a propagation Mechanism", *American Economic Review*, vol. 92(5), pp. 1498-1520.

Cochrane. J (1994): "Permanent and Transitory components of GNP and Stock Prices ",*Quarterly Journal of Economics*, vol. 109(1), pp. 241-265.

Cochrane. J (1988): "How Big is the Random Walk in GNP? ", *Journal of Political Economy*, vol. 96 (5), pp. 893-920.

Cogley. J et Nason. T (1995): "Output Dynamics in Real Business Cycles Models",*American Economic Review*, vol. 85 (3), pp. 492-511.

Collard. F (1999): "Spectral and persistence Properties of Cyclical Growth", *Journal of Economic Dynamics and control*, vol. 23, pp. 463-488.

Collard. F (1997): "Etalonnage et estimation d'un modèle de croissance cyclique dans le domaine des fréquence", *Revue Economique*, vol. 48 (2), pp. 615-627.

d'Autume. A (1992) : " cointégration et modèles dynamiques", *Economie et prévision*, vol.106 (5), pp. 71-83.

FarshidVahid (*farshid.vahid@monash.edu*) and Robert Engle(1993) : " Common Trends and Common Cycles"*Journal of Applied Econometrics*, 1993, vol. 8, issue 4, 341-60

Fève. P et Langot.F (1995): " La méthode des moments généralisés et ses extensions: théorie et applications en macro-économie ",*Économie & prévision* N°119 pp. 139-170

Hairault. J. O (1992) : "présentation et évaluation du courant des cycles réels", *Economie et Prévision*, vol. 106 (5), pp. 1-19

Groen. J et Kleibergen. F (1999) : "Likelihood-based Cointegration Analysis in Panels of Vector Error Correction Models", *Tinbergen Institute Discussion Paper*, TI 99-055/4

Hairault. J. O (2000): "*Analyse Macro-économique*", Syros, Paris.

Hairault. J. O (2000): "Le courant des cycles réels" dans Hairault. J. O: "*analyse Macro- économique*", Syros, Paris, pp.301-335.

Hairault. J. O (1999) : "Vers une Nouvelle Synthèse Néoclassique ? ", *Revue d'Economie Politique*, vol. 109 (5), pp. 613-670.

Hairault. J. O (1992) : "présentation et évaluation du courant des cycles réels", *Economie et Prévision*, vol. 106 (5), pp. 1-19

Im. K, Pesaran. M et Shin. Y (2003) : "Testing for Unit roots in Heterogeneous panels", *Journal of Econometrics*, vol. 115, pp. 91-115

Johansen. S (1991): "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vector in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, vol. 59 (6), pp. 1551-1580.

Johansen. S (1988): "Statistical Analysis of Cointegration Vectors ", *Journal of Economic Dynamics and control*, vol. 12, pp. 231-254.

King. R. G, Plosser. C (1994): "Real Business Cycles and the Test of the Adelmans", *Journal of Monetary Economics*, vol. 33(2), pp. 405-438.

King. R. G, Plosser. C et Rebelo. S (1988): "Production, Growth, and Business Cycles: I. The Basic Neoclassical Model", *Journal of Monetary Economics*, vol. 21, pp.195-232

King. R. G, Plosser. C. I, Stock. J. H et Watson. M. W (1991): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *the American Economic Review*, vol. 81, N° 4, pp. 819-840

King. R. G, Plosser. C. I, Stock. J. H et Watson. M. W (1987): "Stochastic Trends and Economic Fluctuations", *NBER working paper* No. 2229

Kydland. F. E et Prescott. E (1982): "Time to Build and Aggregate Fluctuations", *Econometrica*, vol. 50 (6), pp. 1345-1370.

Larsson. R etLyhagen. J (2000) : "Testing for common cointegration rank in dynamic panels", *Working Paper Series in Economics and Finance*, N° 378

Larsson. R etLyhagen. J (1999) : "Likelihood-Based Inference in Multivariate Panel Cointegration Models", *Working Paper Series in Economics and Finance*, N° 331

Larsson. R, Lyhagen. J et Lothgren (2001) : "Likelihood-Based cointegration test in heterogenous panels", *Econometric Journal*, vol.4, pp.109-142

Lawrence J. Christiano and Martin Eichenbaum(1992) : "Current Real-Business-Cycle Theories and Aggregate Labor-Market Fluctuations" *The American Economic Review* Vol. 82, N°3 , pp. 430-450, Published By: American Economic Association

Levin. A et Lin. C-F (1992) : "Unit Root test in Panel data : Asymptotics and finite simple properties", *Discussion Paper 92-23, University of California at San Diego*

Levin. A et Lin. C-F (1993) : " Unit Root test in Panel data : New Results", *Discussion Paper 93-56, University of California at San Diego.*

Long. J etPlosser. C (1983): "Real Business Cycle", *Journal of Political Economy*, vol. 91 (1), pp. 39-69.

Maddala. G et Wu. S (1999) : "A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and a new Simple Test", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, special issue, pp. 631-652.

Moussi Oum-El kheir et Belhimer Hocine (2012) "L'hystérésis, Et les modèles de cycles réels En économie Algérienne, « Modèle à tendances communes », Colloque international Thème : les politiques publiques dans un contexte de crise économique : champ, finalités, mesure et soutenabilité, Le 9-10 Octobre 2012

Nelson. C et Plosser. C (1982): "Trend and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications", *Journal of Monetary Economics*, vol. 10 (1), pp. 139-169.

Pedroni. P (1999) : "Critical value of cointegration test in heterogeneous panel with multiple regressors", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol.61(1), pp. 653-670

Pedroni. P (1997) : "Panel cointegration asymptotic and finite sample properties of pooled time series test with an application to the PPP hypothesis : new results " *Working Papers in Economics, Indiana University*

Pedroni. P (1996) : "Fully modified OLS for heterogeneous cointegrated panels and the case of purchasing power parity", *Working Papers in Economics 96-020, Indiana University*

Phillips. P C B et Moon. H R (1999) : "Linear regression limit theory for non stationary panel data", *Econometrica*, vol. 67, pp. 1057-1111

Warne. A (1993): "A Common Trend Model: identification, Estimation and Inference", *Seminar Paper N° 555, Institute for International Economic Studies, Stockholm University*