



GLOBAL JOURNAL OF MANAGEMENT AND BUSINESS RESEARCH
Volume 12 Issue 14 Version 1.0 Year 2012
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals Inc. (USA)
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

Synchronisation et Déterminants de la Synchronisation : Une approche économétrique

By Knani Ramzi

Université de Tunis

Résumé - Dans ce travail nous avons étudié les facteurs déterminant la synchronisation entre l'économie tunisienne et les économies française, italienne et allemande (principaux partenaires). Les composantes cycliques sont extraites par le filtre HP. L'approche de Harding et Pagan (2006) a été adoptée pour étudier la synchronisation des cycles. Les résultats montrent une synchronisation moyenne autour de 50%. Pour étudier les déterminants de la synchronisation nous avons étudié les trois facteurs principaux. Le facteur commercial (Les échanges bilatéraux), le facteur financier (les taux d'intérêts), et le facteur commun (le prix du pétrole et l'indice de production des Etats-Unis). L'étude se fait par une approche économétrique basée sur le modèle ADL (Autorégressif à retard échelonné) qui nous permet d'estimer les effets à long terme de ces facteurs sur la synchronisation des activités économiques. Les résultats montrent des effets négatifs à long terme des échanges bilatéraux et des effets positifs des facteurs commun sur la corrélation des fluctuations économiques de la Tunisie et ses principaux partenaires.

Motsclés : Cycle économique, Synchronisation, Déterminant, modèle ADL

GJMBR-B Classification: FOR Code: 150202 JEL Code: O16, O47



Strictly as per the compliance and regulations of:



Synchronisation et Déterminants de la Synchronisation : Une approche économétrique

Knani Ramzi

Résumé - Dans ce travail nous avons étudié les facteurs déterminant la synchronisation entre l'économie tunisienne et les économies française, italienne et allemande (principaux partenaires). Les composantes cycliques sont extraites par le filtre HP. L'approche de Harding et Pagan (2006) a été adoptée pour étudier la synchronisation des cycles. Les résultats montrent une synchronisation moyenne autour de 50%. Pour étudier les déterminants de la synchronisation nous avons étudié les trois facteurs principaux. Le facteur commercial (Les échanges bilatéraux), le facteur financier (les taux d'intérêts), et le facteur commun (le prix du pétrole et l'indice de production des Etats-Unis). L'étude se fait par une approche économétrique basée sur le modèle ADL (Autorégressif à retard échelonné) qui nous permet d'estimer les effets à long terme de ces facteurs sur la synchronisation des activités économiques. Les résultats montrent des effets négatifs à long terme des échanges bilatéraux et des effets positifs des facteurs commun sur la corrélation des fluctuations économiques de la Tunisie et ses principaux partenaires.

Mots-clés : Cycle économique, Synchronisation, Déterminant, modèle ADL.

I. INTRODUCTION

Avec l'intégration économique à travers la notion de la mondialisation et l'ouverture commerciale, la recherche sur les analyses des fluctuations économiques a été fortement augmentée dans la dernière décennie. L'évidence approuvée par plusieurs chercheurs est la synchronisation des cycles économiques entre les pays (Agénor et al. (2000), Inklaar et al. (2005), Nohbert Fiess (2007), Artis et Okubo (2009)). Avec cette dépendance, la question qui accentue l'intérêt des chercheurs est la détermination des facteurs responsables de cette synchronisation. Canova et Nicolo (2003) ont résumé l'intérêt de l'identification des sources de corrélation des activités économiques réelles par deux angles différents. Le premier concerne la question de modélisation: identification des variables décrivant la dynamique de la série étudiée. Le deuxième est politique : l'identification des sources permet à l'Etat de spécifier son intervention politique concernant telle ou tel secteur.

La littérature souligne trois principaux facteurs responsables de la corrélation bilatérale des activités

réelles entre les économies, à savoir le canal commercial, le canal financier et le facteur commun. Frankel et Rose (1996) montrent que deux pays se caractérisent par une forte intensité d'échange bilatérale ont tendance à avoir des cycles économiques plus corrélés. Un choc affectant une économie influence directement sur ses investissements et par la suite et d'une manière indirecte il affecte les économies étrangères qui sont en relation commerciale avec cette économie et vice versa.

L'approche économétrique a été diversifiée dans l'analyse de cette synchronisation. Ainsi, Mark (2003) l'a étudiée en utilisant une régression linéaire simple, alors que Selover et Round (1996), Dungey et Pagan (2002) et Lee et al. (2003) ont adopté la modélisation multivariée par le modèle VAR. Baxter et Kouparitsas (2005) ont utilisé l'approche *EBA (Extreme-bounds analysis)*. Dans ce papier, nous nous intéressons au modèle Autorégressif à retard échelonné (*ADL : Autoregressive Distributed Lag*) proposé par Pesaran et Shin (1996) pour étudier les effets de court et de long terme des différentes variables sur la synchronisation des activités réelles entre l'économie tunisienne et ses partenaires à savoir la France, l'Italie et l'Allemagne.

L'activité économique réelle est mesurée principalement par le *PIB* ou par l'Indice de Production. Dans ce papier, vu la disponibilité de la base de donnée, nous nous intéressons à la série mensuelle de l'IP pour une période de seize ans (1993-2008) extraite du CD-ROM de l'IFS (2009).

Ainsi pour mesurer et identifier les facteurs responsables de la synchronisation entre l'activité économique réelle de la Tunisie et celle de ses principaux partenaires européens à savoir, la France, l'Italie et l'Allemagne, nous adoptons la méthodologie suivante :

1. Filtrer les séries temporelles de l'IP en s'intéressant aux composantes cycliques. Plusieurs filtres ont été proposés dans la littérature dont le filtre *HP* développé par Hodrick et Prescott (1980) est le plus populaire. Nous l'avons adopté pour extraire les composantes cycliques de la série chronologique de l'IP.
2. Mesurer le degré de synchronisation entre les

cycles de croissance de l'économie tunisienne et ceux de ses partenaires.

- Déterminer les facteurs responsables de la synchronisation.

Ce papier est organisé comme suit : Dans la seconde section nous allons étudier la synchronisation des cycles de croissance. Dans une troisième section on va présenter une explication des facteurs supposés responsables de la synchronisation des cycles économiques. L'approche économétrique adoptée est expliquée dans la quatrième section. Nous finissons par la conclusion qui sera donnée dans la cinquième section.

II. SYNCHRONISATION

Avec l'intégration économique de la Tunisie avec les économies européennes, il est recommandé de mesurer le degré de synchronisation entre l'économie nationale et ses principaux partenaires (Allemand, Français et Italien) afin d'obtenir une meilleure interprétation des fluctuations macroéconomiques pour des questions politiques.¹ L'intérêt du calcul du coefficient de synchronisation est qu'il nous permet

d'examiner les effets d'une récession, ou même d'une expansion, d'une économie envers une autre. Ainsi, l'étude de la synchronisation permet de vérifier l'interdépendance de l'économie tunisienne par rapport aux économies européennes.

Dans ce contexte, des propositions ont été suggérées par plusieurs chercheurs. Agustin et Holden (2003) ont utilisé le calcul simple des coefficients de corrélation pour mesurer la synchronisation entre les cycles économiques des pays représentant le G7. Dans cette approche, nous nous intéressons à déterminer l'indice de concordance proposé par Harding et Pagan (2002, 2006). Cette méthode se base directement sur la mesure des points de retournements (pic et creux). Une explication cette méthode est donnée en annexe.

Nous nous intéressons dans ce papier aux cycles de croissance. Pour ce faire, nous utilisons le filtre HP de Hodrick et Prescott (1997) afin d'extraire les composantes cycliques de notre base de données. La méthode de Bry et Boschan (1971) a été adoptée pour déterminer les points de retournements des composantes cycliques extraites. La figure 1 présente un premier aperçu sur l'allure des cycles de croissance des économies intéressées.

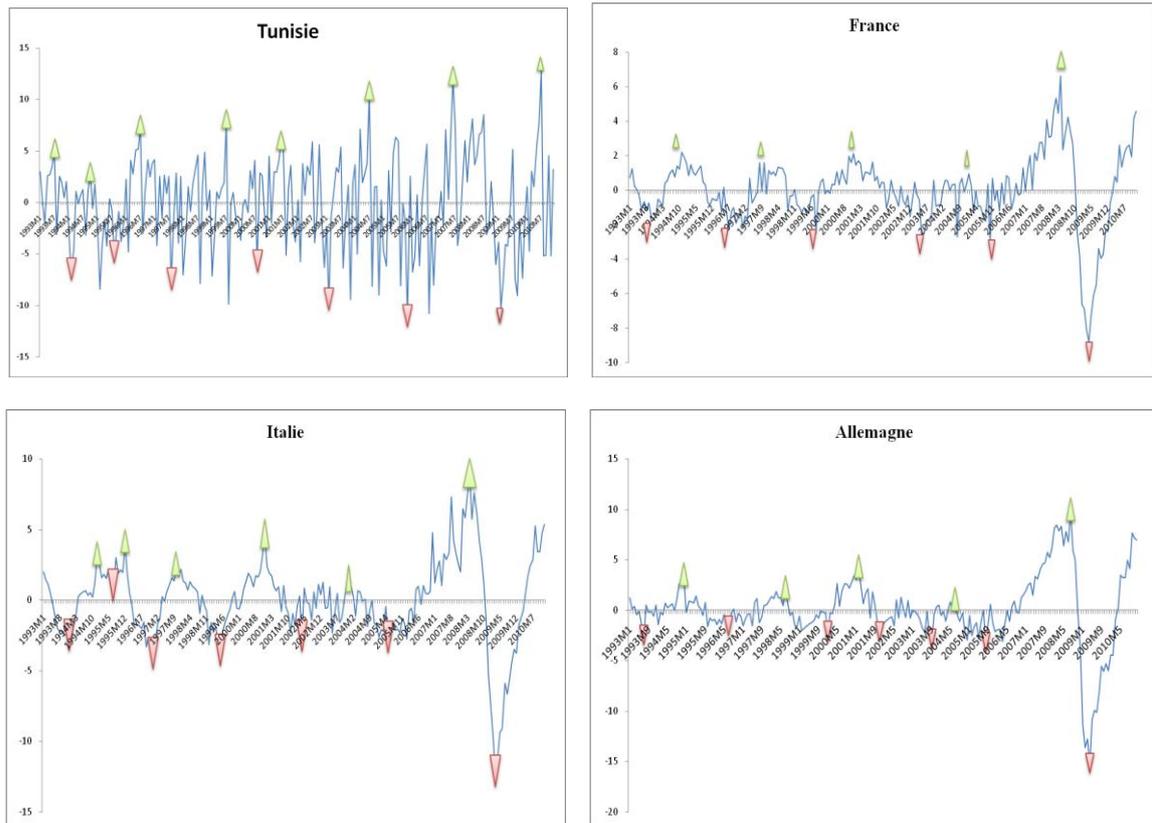


Figure 1 : Profils cycliques de l'IP et datations des points de retournements.

¹ Les principaux partenaires économiques sont déterminés par la mesure du poids des exportations et d'importations c'est-à-dire le terme de l'échange.

La figure ci-dessus trace les composantes cycliques de l'économie tunisienne et ses principaux partenaires filtrées par la méthode HP ainsi que l'identification des points de retournements (pic en flèche verte et creux en flèche rouge). Elle fournit un aperçu sur le profil cyclique de ces pays. Les cycles de l'industrie tunisienne se coïncide avec celui de l'Italie et de l'Allemagne en un cycle de récession. Entre la Tunisie et la France, on remarque que les cycles

industriels se coïncident en deux cycles de récession. L'allure et l'amplitude des cycles présentés dans la figure 1 montrent que les cycles économiques de la Tunisie expose une meilleur synchronisation avec ceux de la France.

Ce résultat a été argumenté par le calcul de l'indice de concordance de Harding et Pagan (2006). La mesure du degré de synchronisation entre les économies est donnée par le tableau suivant :

Tableau 1 : Degré de synchronisation des cycles économiques bilatéral entre les différentes économies (%).

	Tunisie	Allemagne	France	Italie
Tunisie	100	52.31	54.63	52.78
Allemagne		100	79.17	68.98
France			100	76.85
Italie				100

Le tableau 1 permet de donner une idée sur la dépendance ou non de l'économie en voie de développement (la Tunisie) des économies développées (l'Allemagne, la France et l'Italie). La valeur de l'indice de concordance le plus élevé est donné entre les cycles de croissance de l'économie tunisienne et française (55%), environ de 53% avec l'Italie et avec l'Allemagne. Par conséquent, l'économie tunisienne montre une quasi-coïncidence avec l'économie française et italienne et une faible concordance avec l'économie allemande durant cette période. La forte synchronisation entre la Tunisie et la France est une conséquence de la plus intense échange bilatéraux entre ces deux économies. En outre, une synchronisation autour de 80% entre les économies européennes a été marquée.

Dans la section suivante nous essayons d'étudier les sources de synchronisations et la transmission des fluctuations de l'activité économique réelle des économies européennes à l'activité réelle de la Tunisie.

III. LES DÉTERMINANTS DE LA SYNCHRONISATION

Les résultats obtenus dans la section précédente, montrent une synchronisation entre les cycles de croissance de l'activité réelle de l'économie tunisienne avec ceux de ses principaux partenaires européens. La question qui se pose dès lors est celle relative aux déterminants responsables de cette concordance, si partielle soit-elle.

Dès la dernière décennie, les travaux concernant l'explication et la détermination des facteurs responsables de la synchronisation entre les activités économiques ont été accrus d'une manière remarquable. Cet intérêt est dû à la notion de

globalisation des biens, des services, et des marchés des capitaux qui a fourni des canaux de transmission rapides des fluctuations entre différentes économies. A titre d'exemple on cite Agustin et Holden (2003) et Binswanger (2004) qui ont étudié le comportement cyclique des économies du G7.² Otto et *al.* (2003) et plus récemment Artis et Okubo (2009) ont augmenté l'échantillon en étudiant la corrélation bilatérale des cycles de croissance économiques de 17 pays de l'OCDE³. Ce grand intérêt est dû à l'intensification des intégrations économiques et monétaires par la progression continue des taux d'ouverture commerciaux. D'où l'on s'attend à déduire que cette intégration facilite la transmission des chocs étrangers d'une économie à une autre.

La littérature souligne deux principales explications de la corrélation bilatérale des activités réelles entre les économies. La première explication est définie par la transmission des chocs idiosyncrasiques à travers l'interdépendance entre les économies. La transmission se fait soit par le mécanisme des échanges commerciaux (Frankel et Rose (1996), Grubben et *al.* (2002), Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005)), soit par le canal des marchés financiers (Frankel et Rose (1997), Rose et Engel (2002), Lee et *al.* (2003), Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005), Inklaar et *al.* (2005)). Une deuxième explication a été donnée par les chocs communs affectant simultanément les différentes économies et plus particulièrement ces économies industrielles. Cette explication peut influencer directement ou indirectement les économies. Les fluctuations économiques peuvent

² Les économies du G7 sont : Allemagne, Canada, France, Italie, Japon, R-U, et USA.

³ OCDE : Organisation de Coopération et de Développement Economique.

être transmises entre deux économies qui ne sont pas directement liées mais à travers un pays tiers. Ainsi, dans notre explication de la corrélation entre les activités réelles de la Tunisie et ses principaux partenaires européens à savoir l'Allemagne, la France et l'Italie, nous allons nous intéresser à trois canaux de transmission définissant quatre variables : le canal commercial (un indicateur expliquant les échanges bilatéraux), le canal financier (le taux d'intérêt réel), et un canal commun (prix du pétrole et l'indice de production des Etats-Unis). Ces trois facteurs sont expliqués dans les sous-sections suivantes successivement.

Le coefficient de corrélation est donné par l'équation suivante :

$$\rho_{ij,\tau} = \text{corr}(C_{i,\tau}, C_{j,\tau}) \quad (1)$$

Soit $C_{i,\tau}$ et $C_{j,\tau}$ les composantes cycliques mensuelles des économies i et j et τ représente la période trimestrielle.

a) *Facteur Commercial*

La théorie montre que le commerce est le mécanisme le plus important de transmission des fluctuations entre les économies. Une expansion de la demande agrégée dans une économie peut être transmise par une augmentation de la demande des biens et service ainsi que la demande de travail d'autre pays d'où l'augmentation de la production. C'est-à-dire un choc positif de la demande d'une économie provoque une croissance au niveau de l'activité réelle de l'autre économie soit en liaison commercial. En d'autres termes, une augmentation au niveau de la production provoque une augmentation de la demande dans d'autres économies à travers des politiques de prix ou de fiscalité. Cette transmission de fluctuation entre les économies se fait par l'intermédiaire de l'échange. Ainsi, le facteur commercial est considéré comme le déterminant principal du co-mouvement des cycles économiques entre les pays.

Plusieurs travaux empiriques ont été focalisés sur l'étude de l'effet de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles économiques. Frankel et

Rose (1996) et Baxter et Kouparitsas (2005), parmi tant d'autres, ont aperçu qu'une haute intégration commerciale entre les économies augmente la synchronisation des cycles économiques. Une faible corrélation a été trouvée par Calderon et al. (2002). Néanmoins, Shin et Wang (2003) avancent que l'augmentation des commerces n'implique pas nécessairement une forte synchronisation des cycles économiques. On conclut donc qu'il n'y a pas une unanimité concernant l'effet de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles économiques.

Ainsi, nous essayerons dans cette section de vérifier si le facteur commercial explique la synchronisation des cycles économiques de la Tunisie et ses partenaires européens.

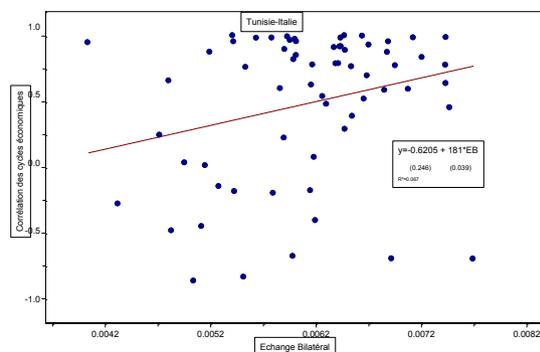
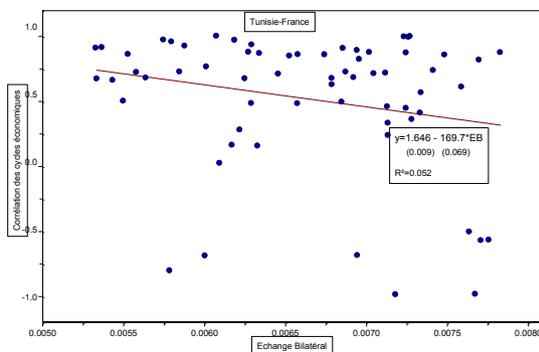
Pour mesurer ce facteur commercial nous nous intéressons à l'indicateur des échanges bilatéraux proposé par Frankel et Rose (1996). Cet indicateur est défini par la mesure d'un ratio du commerce bilatéral sur le commerce total à savoir :

$$EB = \frac{x_{ij} + m_{ij}}{x_i + m_i + x_j + m_j}, \quad (2)$$

Avec,

- x_{ij} : les exportations du pays i vers le pays j ,
- m_{ij} : Les importations du pays i vers le pays j ,
- x_i : Les exportations totales du pays i et,
- m_i : Les importations totales du pays i .

Une première présentation de la relation entre les échanges bilatéraux et la synchronisation des cycles économiques est présentée par la figure 2. La figure présente la dispersion des échanges bilatéraux, sur l'axe horizontal, et la corrélation des cycles économiques dans l'axe des ordonnées. Les régressions univariées des corrélations des cycles économiques, noté, sur l'échange bilatéral, noté, sont indiquées par le trait. Les résultats de ces régressions sont estimés par la simple méthode MCO et ésumés comme suit :



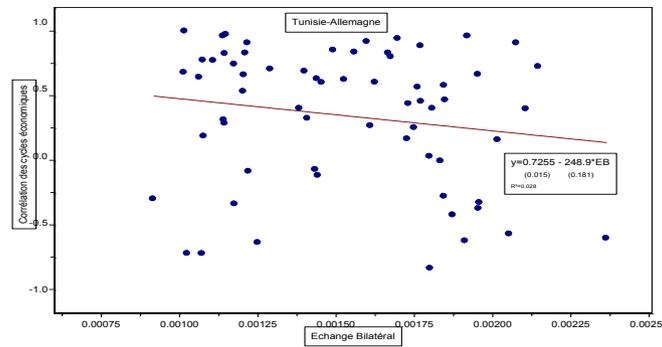


Figure 2 : Echanges Bilatéraux et corrélation des Cycles Economiques.

La figure 2 présente la régression du coefficient de corrélation entre les cycles économiques et les échanges bilatéraux des économies spécifiées. Les droites tracées montrent une relation négative entre les échanges bilatéraux et la synchronisation des cycles économiques d'une part entre la Tunisie et la France et d'autre part, entre la Tunisie et l'Allemagne. En effet, des rapports commerciaux plus intenses pourraient rendre les cycles économiques plus idiosyncrasiques d'où une corrélation inférieure (Frankel et Rose (1998)). Cependant, une relation positive a été vérifiée entre la Tunisie et l'Italie. La significativité des paramètres estimés n'est pas évoqué vue la taille très réduite de l'échantillon. Baxter et Kouparitsas (2005), en utilisant une base de données de taille 5000 observations, ont trouvé des paramètres significatifs avec des disparitions moyennes appartenant à l'intervalle [-0.8, 0.8].⁴

La répartition des nuages des points indique que la relation entre l'échange bilatérale et la corrélation des cycles de croissance entre la Tunisie-France et la Tunisie-Allemagne reste négligeable. Par contre entre la Tunisie-Italie, l'effet est persistant et positif.

Comme première interprétation, on peut dire que l'intégration commerciale de la Tunisie avec la France et avec l'Allemagne n'a pas d'effet sur la synchronisation des cycles entre la Tunisie et ces économies. Alors qu'avec l'Italie, l'intégration commerciale de la Tunisie a un effet positif sur la synchronisation des cycles de croissance entre les économies. Une analyse plus robuste sera décrite lors de la modélisation économétrique des différents facteurs.

L'intégration commerciale entre les économies peut mener à des intégrations monétaires. Inklaar et al. (2005) montrent que la relation commerciale intense entre deux pays a des possibilités plus fortes de proposer des politiques monétaires qui peuvent synchroniser leurs cycles économiques. Outre le facteur commercial, on vérifie si la politique monétaire peut aussi expliquer la corrélation des cycles économiques. Dans la sous-section suivante, nous essayerons de voir, à travers la littérature, si la synchronisation des cycles

économiques entre les économies peut être expliquée par la politique monétaire.

b) *Facteur Financier*

A travers une synthèse de littérature, Otto et al. (2001) montrent que les liens dans les marchés financiers s'avèrent être les mécanismes de synchronisation les plus répondus dans la littérature appliquée des cycles réels. Les auteurs notent que les politiques monétaires communes et les comportements des cycles économiques sont une indication d'une structure économique commune. De même, Frankel et Rose (1998) montrent qu'une forte corrélation d'output entre les économies européennes est la conséquence d'une part de la politique monétaire commune.

Ainsi, un deuxième facteur qui pourrait expliquer les corrélations entre les cycles économiques est l'intégration des marchés financiers domestiques et des marchés étrangers. Ceci est dans le cas d'une ouverture du compte capital. Dans le cas où le compte capital n'est pas ouvert, ce canal reste a priori non optimal.

Otto et al. (2001) notent que la transmission des chocs financiers s'effectue à travers les dettes et les marchés des actions. Sous l'hypothèse des mobilités des capitaux, ils ont montré que toute décision d'épargne ou d'investissement dans une économie influe le prix et le marché financier de l'autre économie.

Pour examiner cette transmission, nous considérons l'indice bilatéral du taux d'intérêt. Otto et al. (2001) définissent cet indicateur par les séries logarithmiques de la déviation standard du taux d'intérêt réel déterminé comme suit :

$$rs_{ij,t} = \ln(\sigma(r_{it} - r_{jt})) \tag{3}$$

Où σ est l'écart type et r est la variable du taux d'intérêt réel calculé par la formule suivante :

$$r_{i,t} = i_{i,t} - 100 * (P_{i,t+1} - P_{i,t}) / P_{i,t} \tag{4}$$

⁴ Kehoe (2005) note que c'est tout à fait normal que pour un échantillon de 5000 observations, les paramètres soient significatifs malgré que R² soit inférieur à 1%.

Avec $i_{i,t}$ est le taux d'intérêt nominal et $P_{i,t}$ est l'indice des prix à la consommation.

Les auteurs montrent que la corrélation du taux d'intérêt renforce la similarité des économies en structure. Nous examinons le rapport entre la politique monétaire et la corrélation des cycles de croissance.

Nous présentons graphiquement les séries de corrélations des cycles économiques contre l'indice bilatéral du taux d'intérêt dans la figure ci-dessous. La droite explique la régression linéaire des coefficients de corrélation par rapport à la volatilité du taux d'intérêt.

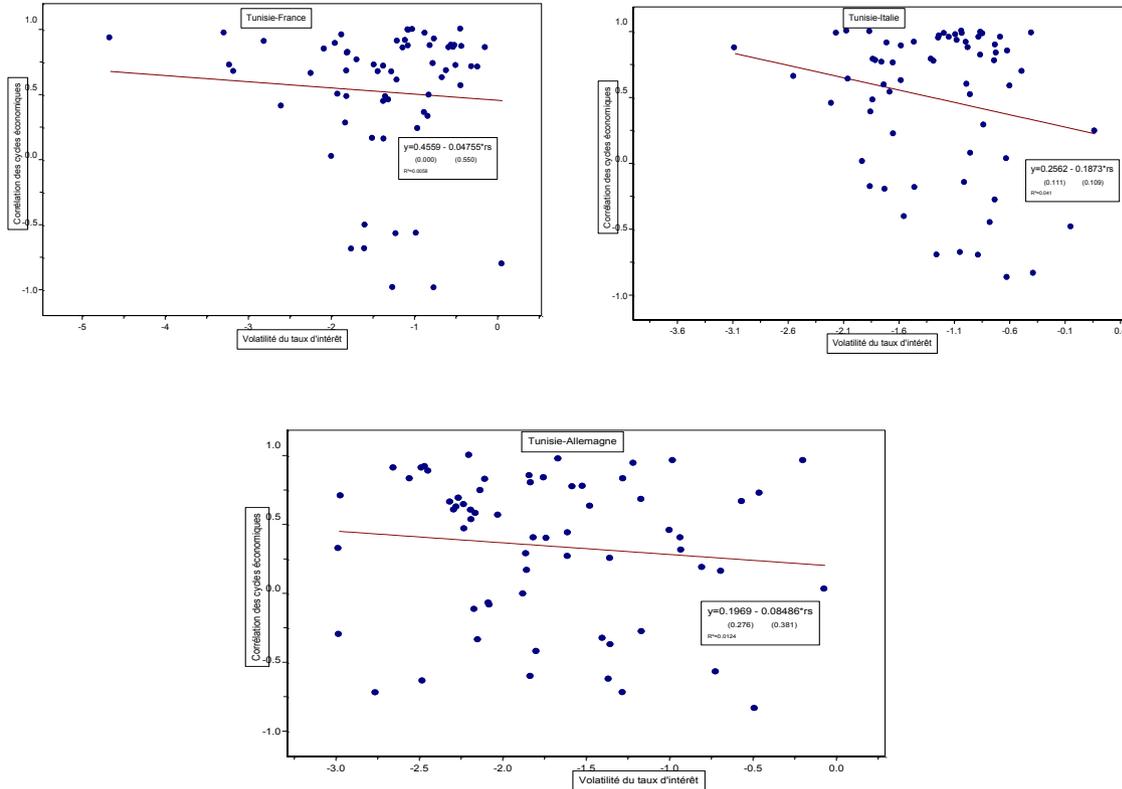


Figure 3 : Taux d'intérêt et Cycles économiques.

La figure 3 présente la dispersion des corrélations des cycles industriels contre la déviation standard du taux d'intérêt. La figure montre qu'une forte corrélation entre les cycles industriels de la Tunisie avec la France et avec l'Italie correspond à des variations du taux d'intérêt les plus volatiles. Cela implique qu'une forte volatilité du taux d'intérêt est associée à une forte corrélation des cycles industriels entre la Tunisie et la France et entre la Tunisie et l'Italie.⁵

Nous notons qu'une absence d'effet de ce facteur sur la corrélation des cycles a été marquée entre la Tunisie et l'Allemagne.

Les deux facteurs commercial et financier sont considérés comme sources des co-mouvements entre les économies à travers la transmission des chocs d'une économie à une autre. Nous essayerons de vérifier la possibilité que la corrélation entre les activités économiques soit expliquée par un choc commun touchant les économies en même temps. Dans la suite nous identifions ce facteur commun.

c) Facteurs Communs

A travers les nouvelles notions telles que la globalisation ou l'ouverture commerciale ou financière des économies, la transmission des fluctuations économiques par les chocs communs est un mécanisme important. Ce facteur commun est représenté comme source externe pouvant agir sur les économies de la même manière. Plusieurs indicateurs peuvent expliquer ce facteur. L'identification est spécifiée soit par les caractéristiques de l'économie soit par l'interdépendance entre les économies. Par exemple, les économies caractérisées par des marchés de capitaux ouverts dépendent des changements du taux d'intérêt mondial. Cet indicateur est considéré comme source de transmission des fluctuations économiques (Pigott (1994), Gagnon et Unferth (1993) et Bernanke et Blinder (1992)). L'importance de

⁵ Le même résultat a été trouvé dans Otto et al.(2001).

l'interdépendance entre les économies dans la corrélation des activités économiques est expliquée comme suit : si on considère le prix du pétrole comme indicateur expliquant le facteur commun, un choc pétrolier peut agir directement sur les fluctuations des économies européennes qui peuvent être transmises à l'économie tunisienne en raison de leur interdépendance commerciale.

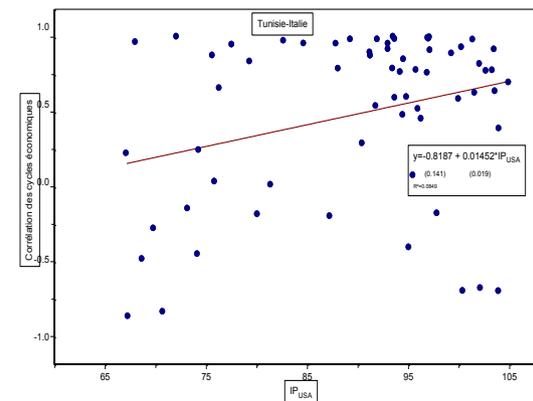
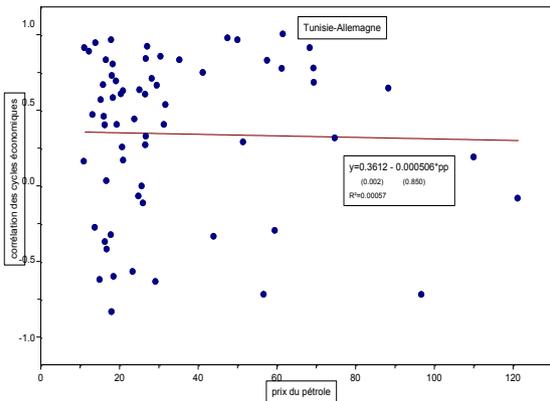
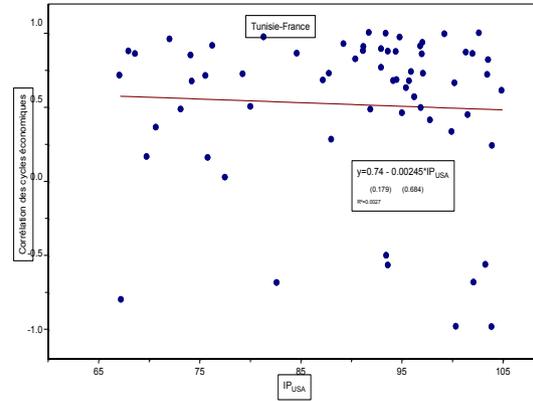
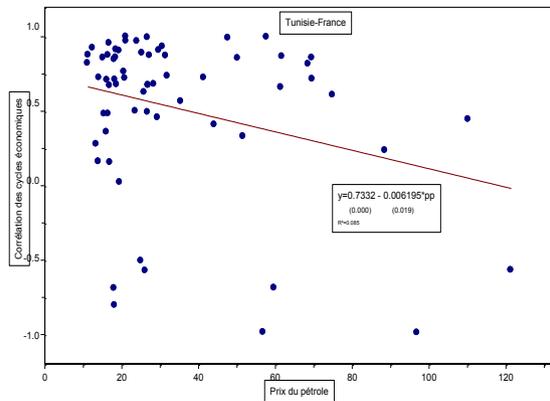
Plusieurs études théoriques et empiriques ont pris en compte ce facteur commun et ses indicateurs à l'instar de Roos et Russel (1996) qui montrent que le changement des politiques monétaires des économies étrangères peut avoir une influence sur l'économie domestique qui adopte les cycles économiques. Canova et De Nicolo (1995) montrent que la prévision de la croissance de PNB Américain aide à prévoir les rendements des marchés financiers Européens qui expliquent la croissance future de l'économie européenne. Ainsi, la dépendance de l'économie européenne avec l'économie américaine permet de déduire la dépendance de l'économie tunisienne avec l'économie américaine, malgré l'absence de liaisons

commerciales, à travers l'économie intermédiaire qui est l'économie européenne.

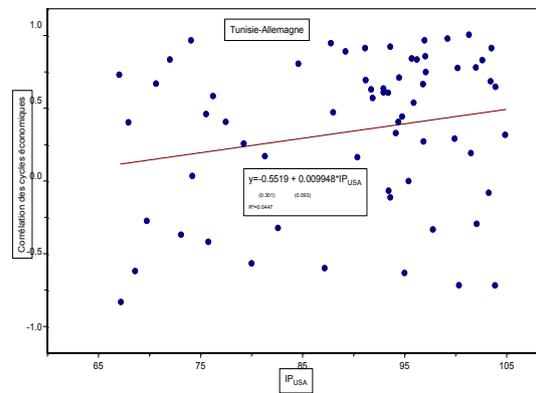
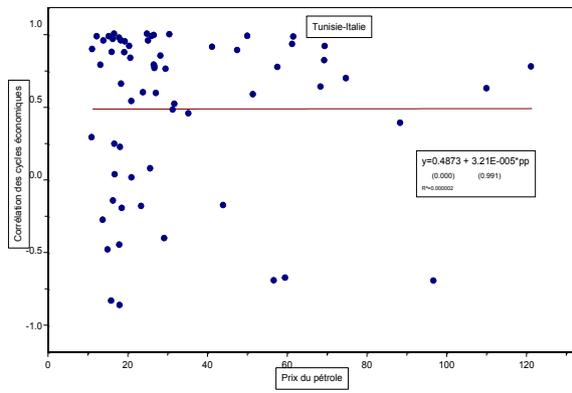
Frankel et Rose (1996) avancent que les chocs des prix du pétrole sont pensés être une source majeure des fluctuations économiques. Duarte et Holden (2003) ont noté que le choc pétrolier des années soixante-dix a créé un fort degré de synchronisation internationale entre 1970 et 1980.⁶

En outre, deux variables ont été considérées pour expliquer le facteur commun : le prix du pétrole, considéré comme un fait commun affectant simultanément différentes économies, et l'Indice de Production des Etats-Unis affectant l'économie tunisienne à travers l'intermédiaire européenne.

Ainsi, nous essayons de vérifier la relation entre la corrélation des cycles de croissance de l'indice de production de la Tunisie avec ces partenaires et le prix du pétrole et l'IP des Etats-Unis. De même, nous avons régressé la série des coefficients de corrélation par rapport à ces deux variables schématisés par la ligne droite dans la figure 3 ci-après.



⁶ On ne peut pas cibler les sources de corrélation des activités économiques, mais la seule chose qu'on fait c'est de vérifier l'effet de toutes variables douteuses statistiquement. Pour une étude de recherche dans les déterminants de synchronisation, voir Haan, Inklaar and Jong-A-pin (2005).



La répartition des coefficients de corrélation et de la série du prix du pétrole montrent que ce facteur n'a pas d'effet sur la corrélation des cycles de croissance de l'indice de production de la Tunisie avec ceux de ses partenaires. Mais la concentration des valeurs de corrélation autour de la valeur 1 implique que la baisse des prix du pétrole est associée avec une forte corrélation entre la Tunisie et ces partenaires. En revanche, l'indice de production des Etats-Unis présente des résultats opposés. Ce facteur a un effet positif sur la corrélation des cycles de croissance d'une part entre la Tunisie et l'Italie et d'autre part entre la Tunisie et l'Allemagne. Les nuages des points montrent l'effet négligeable de la variation de l'indice de production des Etats-Unis sur la synchronisation des cycles de croissance industriels entre la Tunisie et la France.

d) *Modèle de régression*

Nous vérifions la robustesse de ces trois facteurs dans l'explication de la corrélation bilatérale donnée par l'équation (4.1). Ainsi, dans cette approche empirique, nous développons un modèle de régression où la corrélation bilatérale entre les composantes cycliques est considérée comme une variable expliquée par les trois facteurs.

Le choix des composantes filtrées pour le calcul des coefficients de corrélation est justifié par le fait que la filtration des données autorise la série à être stationnaire. A cet égard, Baxter et Kouparitsas (2005) montrent que l'analyse des Co-mouvements se fait sur des séries stationnaires. Ils imposent que l'ajustement des séries temporelles par la différence première est une méthode inadéquate. Ils proposent de suivre la méthode de filtration telle que la méthode Band-Pass ou

la méthode HP. De même, Frankel et Rose (1996) ont utilisé des séries *détrendées*. Duarte et Holden (2003) ont utilisé le filtre HP pour analyser la corrélation de la croissance des PIB des économies du G7. Dans notre analyse, les composantes cycliques sont extraites par le filtre HP.

Plusieurs travaux empiriques se basent sur l'estimation d'une régression linéaire simple des cycles économiques en fonction des variables explicatives proposées (Mark (2003)). D'autres travaux se basent sur le modèle VAR tels que l'ont conçu Selover et Round (1996), Dungey et Pagan (2000), Lee et al. (2003). Alors que Baxter et Kouparitsas (2005) ont utilisé l'approche EBA (*Extreme-bounds analysis*).

Dans notre travail nous nous intéressons à la relation dynamique entre les coefficients de corrélation et les trois facteurs expliqués auparavant à travers le modèle Autorégressif à retard échelonné (ADL : *Autoregressive Distributed Lag*). Cette méthode est adoptée par Pesaran et Shin (1996) pour tester l'existence de relation de long terme entre les cycles économiques. Dans ce travail, nous adoptons la même approche pour étudier les effets de court et de long terme des différentes variables sur la synchronisation des cycles économiques. Le choix de ce modèle se base sur le fait qu'il incorpore en même temps des retards des variables expliquées et des variables explicatives pour capter les effets dynamiques. Pour ce faire, nous adoptons la méthodologie de Duarte et Holden (2003).

Pour tester l'existence de long terme entre les corrélations des cycles de croissance et les facteurs de synchronisation, nous considérons le modèle ADL à correction d'erreur suivant :

$$\Delta y_t = \alpha + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^p \varphi_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sum_{i=1}^k \mu_{ji} \Delta x_{i,t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

Avec Δy_t la série différenciée de la corrélation entre les cycles de croissance de l'IP de la Tunisie avec chacune de ses partenaires. $x_{i,t}$ = (EB_t, rs_t, PP_t) représente les facteurs spécifiés et $k = 3$ est le nombre de ces facteurs. Les paramètres (p, q₁, q₂, q₃) indiquent l'ordre des retards des variables IP_t, EB_t, rs_t et respectivement. Nous vérifions l'effet de long terme pour

des retards allant jusqu'aux 5.⁷ La procédure est de tester :

l'hypothèse : $H_0 : \beta = \phi_i = 0$ contre $H_1 : \beta \neq 0$ ou $\phi_i \neq 0$ pour $i = 1, \dots, k$. Le rejet de l'hypothèse nulle indique

⁷ Duarte et Holden (2003) ont vérifié l'effet de long terme pour des retards allant jusqu'à 4.

l'existence de long terme entre les variables. Nous vérifions ce test par la statistique de Fisher. Le résultat est donné dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Statistique de Fisher pour tester l'existence des effets de long terme entre les corrélations des cycles économiques et les facteurs spécifiés.

(p, q_1, q_2, q_3)	Tunisie-France	Tunisie-Italie	Tunisie-Allemagne
(2,2,2,2)	10.51	7.979	8.103
(3,3,3,3)	9.902	10.62	10.13
(4,4,4,4)	7.934	8.138	7.566
(5,5,5,5)	7.689	7.235	5.853

L'intervalle adopté pour vérifier la non-existence de relation de long terme est donnée par 2.476-3.646. Toute statistique de Fisher appartient à cet intervalle implique que ce facteur n'a aucun relation de long terme avec la corrélation des cycles économiques.

Les bondes de la significativité de la statistique de Fisher sont données dans Pesaran, Shin et Smith (2001).⁸ Les résultats montrent une relation à long terme des facteurs déterminants la synchronisation sur les corrélations des cycles de croissance des différentes économies. L'estimation de cette relation de long terme

est vérifiée par la modélisation du processus ADL.

Avant de passer à la modélisation, nous vérifions la stationnarité des séries étudiées. Pour ce faire nous appliquons le test ADF de racine unitaire. Les résultats sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Test de racine unitaire des séries en niveau et des séries différenciées (ADF).

Série	Corr(TUN, J)	EB _{TUNj,t}	rs _{TUNj,t}	PP _t
Economie: J				
France	-8.555 (0.000)	-4.899 (0.000)	-7.913 (0.000)	2.117 (0.999)
	-13.3 (0.000)	-14.3 (0.000)	-11.95 (0.000)	-6.586 (0.000)
Italie	-8.555 (0.000)	-4.527 (0.000)	-7.513 (0.000)	
	-14.07 (0.000)	-11.59 (0.000)	-15.06 (0.000)	
Allemagne	-9.758 (0.000)	-2.251 (0.191)	-5.794 (0.000)	
	-14.98 (0.000)	-15.55 (0.000)	-12.9 (0.000)	

(...) : p-valeur

Le tableau 3 montre que les séries de l'échange bilatéral entre la Tunisie et l'Allemagne et celles du prix du pétrole sont intégrées de premier ordre. La stationnarité est vérifiée pour les séries différenciées.

Ainsi, dans notre travail, nous nous intéressons à la différenciation des séries.

La modélisation des effets de long terme se base sur la modélisation suivante :

$$y_t^{ij} = \alpha_1 + \sum_{k=1}^p \beta_k^{ij} y_{t-k}^{ij} + \sum_{l=0}^{q_1} \gamma_l^{ij} EB_{t-l}^{ij} + \sum_{m=0}^{q_2} \theta_m^{ij} rs_{t-m}^{ij} + \sum_{n=1}^{q_3} \lambda_n^{ij} PP_{t-l}^{ij} + \varepsilon_t^{ij} \quad \varepsilon_t^{ij} \sim N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

Avec, y_t^{ij} la série de corrélation bilatérale des composantes cycliques de l'indice de production de l'économie i avec l'économie j pour t trimestres. Les paramètres (p, q_1, q_2, q_3) représentent les ordres de retards autorégressifs des variables explicatives (EB, rs, PP).

avec l'échange bilatéral, $\gamma_i^* = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 + \dots + \gamma_{q_1}}{1 - \beta_0 - \beta_1 - \dots - \beta_p}$,

avec le taux d'intérêt, $\theta_i^* = \frac{\theta_0 + \theta_1 + \dots + \theta_{q_2}}{1 - \beta_0 - \beta_1 - \dots - \beta_p}$, et

avec le prix du pétrole, $\lambda_i^* = \frac{\lambda_0 + \lambda_1 + \dots + \lambda_{q_3}}{1 - \beta_0 - \beta_1 - \dots - \beta_p}$.

L'estimation des paramètres permet d'évaluer les effets de long terme des variables explicatives en utilisant les formules suivantes :

avec la constante, $\alpha_i^* = \frac{\alpha}{1 - \beta_0 - \beta_1 - \dots - \beta_p}$,

⁸ Si la statistique de Fisher F est supérieur à la borne sup de l'intervalle spécifié, on conclut qu'il y a des relations de LT et si elle est inférieure à la borne inférieure donc on a une cointegration entre les variables (voir Nieh et Wang (2005).

L'identification des paramètres de retards autorégressifs (p, q_1, q_2, q_3) est basée sur le critère d'information AIC donnée par la formule suivante :

$$AIC_m = \log(\hat{\sigma}_m^2) + 2 \frac{k_m}{n},$$

Avec $\hat{\sigma}_m^2$ est la variance estimée du modèle m et k_m est le nombre des coefficients dans le modèle.

Les résultats de la modélisation des corrélations des cycles économiques de la Tunisie-France, Tunisie-Italie et Tunisie-Allemagne suivent des modèles ADL d'ordre $(3,0,0,1)$, $(3,2,2,0)$, et $(3,0,3,1)$, respectivement.

L'estimation des paramètres du modèle (6) pour les différentes corrélations bilatérales est résumée dans le tableau 4 suivant :

Tableau 4 : Estimation du Modèle ADL (1993 :1-2008 :4)

Variable	Tunisie-France (3,0,0,1)	Tunisie-Italie (3,1,2,0)	Tunisie-Allemagne (3,0,3,1)
Constante	0.0355 (0.571)	0.0306 (0.583)	0.0534 (0.344)
β_1	-0.7052* (0.000)	-0.8681* (0.000)	-0.855* (0.000)
β_2	-0.6981* (0.000)	-0.7571* (0.000)	-0.7276* (0.000)
β_3	-0.6341* (0.000)	-0.7197* (0.000)	-0.5499* (0.000)
γ_0	-305.405* (0.000)	-269.0198* (0.006)	-1011.67* (0.000)
γ_1	...	-101.687 (0.322)	...
γ_2	...	-202.043* (0.033)	...
θ_0	-0.0055 (0.907)	-0.0781 (0.391)	0.1335 (0.158)
θ_1	...	-0.1677 (0.134)	0.2602* (0.034)
θ_2	...	-0.2858* (0.0002)	0.0291 (0.805)
θ_3	-0.1626 (0.101)
λ_0	-0.0072 (0.519)	0.0042 (0.694)	0.0145 (0.171)
λ_1	-0.0307* (0.011)	...	-0.0517* (0.000)
\bar{R}^2	0.667	0.734	0.762
F	17.57 (0.000)	17 (0.000)	19.58 (0.000)
DW	2.126	2.251	2.004
Jarque-Bera	9.271 (0.009)	6.876 (0.032)	0.466 (0.792)
Ljung-Box	20.775 (0.236)	7.93 (0.968)	24.55 (0.105)

(...) : P-value
 *: Significativement différente de zéro à 5%.

Les résultats suivants peuvent être déduits :

Entre la Tunisie et la France :

La significativité de la statistique de Fisher « F » permet de donner une idée sur la significativité des paramètres du modèle. Le coefficient de régression

ajusté « $\bar{R}^2 \approx 0.67$ » est un résultat acceptable pour dire que le modèle est adéquat. Les résultats du test d'autocorrélation des résidus donnés par la statistique (DW) de Durbin-watson et par la statistique Ljung-Box, proposée par Ljung et Box (1987), montrent que les résidus sont non-corrélés.

On peut conclure que la corrélation entre les cycles économiques de la Tunisie avec ceux de la France est expliquée par ses retards (les trois paramètres sont significatifs), par les échanges bilatéraux et par le prix du pétrole (significativité à long terme). Le signe négatif du coefficient des échanges bilatéraux, indique qu'un niveau élevé des échanges bilatéraux est associé avec une faible corrélation des cycles économiques entre l'économie tunisienne et française. De même, un choc positif du prix de pétrole a un effet contraire sur les fluctuations économiques de la Tunisie et de la France.

Entre la Tunisie et l'Italie :

La modélisation des corrélations entre les cycles économiques de la Tunisie et ceux de l'Italie est marquée par une légère amélioration au niveau de l'adéquation du modèle marquée par une valeur plus élevée du coefficient d'ajustement « $\bar{R}^2 \approx 0.74$ ». Les résultats des statistiques *DW* et Ljung-Box montrent la non-corrélation des résidus. Les résultats montrent des effets significatifs et négatifs du paramètre de l'échange bilatéral entre les deux économies. Ceci nous permet de déduire que les fluctuations économiques sont expliquées par des chocs idiosyncrasiques. Le facteur financier a un effet négatif sur la corrélation des

fluctuations mais il est non significatif. Le prix du pétrole a un effet positif mais non significatif.

Entre la Tunisie et l'Allemagne :

Le cas entre la Tunisie et l'Allemagne exhibe une modélisation adéquate ($\bar{R}^2 \approx 0.76$) et une significativité des paramètres estimés de la modélisation. Ainsi, nous pouvons déduire que nous avons un bon ajustement des coefficients de corrélations des cycles économiques par les facteurs spécifiés. Les résultats du tableau 4 montrent des effets négatifs de l'échange bilatéral sur la synchronisation des fluctuations économiques, des effets positifs de la variation du standard du taux d'intérêt et du prix du pétrole. Les résultats montrent une forte et significative dépendance de l'échange bilatéral dans l'explication de la corrélation de la croissance de l'industrie entre ces deux économies.

Les résultats montrent une forte et significative dépendance de l'échange bilatéral dans l'explication de la corrélation de la croissance de l'industrie entre ces deux économies.

Les estimations des effets de long terme sont représentés dans le tableau suivant :

Tableau 5 : Estimation des coefficients de Long terme.

Variable	Tunisie-France <i>ADL</i> (3,0,0,1)	Tunisie-Italie <i>ADL</i> (3,2,2,0)	Tunisie-Allemagne <i>ADL</i> (3,0 3,1)
Constante	0.01167245	0.009134968	0.01705717
Echange Bilatéral	-100.5468	-171.231	-322.9466
Taux d'intérêt	-0.00181805	-0.1589318	0.08307281
Prix du pétrole	-0.01245985	0.00126108	-0.01186911

Le tableau 5 souligne les résultats suivants :

L'Echange Bilatéral a une relation négative de long terme sur toutes les corrélations de l'activité économique de la Tunisie avec ses partenaires. Le facteur financier a une relation positive de long terme sur la corrélation de l'économie tunisienne et allemande. Donc, on peut déduire que ce facteur encourage la relation économique entre ces deux économies. Ce résultat est tout à fait le contraire pour les cas de la Tunisie avec la France et avec l'Italie. Le prix du pétrole, considéré comme facteur commun, a des effets positifs de long terme sur la synchronisation des fluctuations économiques entre la Tunisie et l'Italie. Ainsi, suite à un choc pétrolier positif, on s'attend à avoir la même réponse au niveau des fluctuations économiques de la Tunisie et l'Italie.

IV. CONCLUSION

Dans ce papier nous avons vérifié, premièrement la synchronisation de l'activité

économique réelle de la Tunisie avec ses principaux partenaires. Deuxièmement nous avons déterminé les facteurs responsables ou explicatifs de cette synchronisation, si partielle soient-elles. On a trouvé une synchronisation moyenne entre les cycles de croissance de la Tunisie avec la France ($\approx 55\%$), la Tunisie avec l'Italie et l'Allemagne ($\approx 53\%$).

Les facteurs spécifiés sont donnés par le facteur commercial (Echange Bilatérale), financier (taux d'intérêt) et commun (Prix du Pétrole et l'Indice de Production des USA). Les résultats montrent que l'échange bilatéral entretient des relations négatives avec la corrélation des cycles économiques entre toutes les économies. Par contre le prix du pétrole et l'indice de production de l'USA favorisent la synchronisation. Le taux d'intérêt a une relation positive sur la synchronisation des cycles économiques de la Tunisie avec la France et des relations négatives avec l'Italie et l'Allemagne.

BIBLIOGRAPHIE

1. Agénor P.R., McDermott C.J., et Prasad, E.S. (2000): "Macroeconomic fluctuations in developing countries: Some stylized facts." *The World Bank Economic Review* 14, 251-285
2. Agustin D. et Holden K. (2003): "The business cycle in the G-7 economies". *International Journal of forecasting*, 19, 685-700.
3. Alper C.E. (2000): "Stylized Facts of Business Cycles, Excess Volatility and Capital Flows: Evidence from Mexico and Turkey". *WP No. ISS/EC-00-07, Bogazici University Center for Economics and Econometrics*.
4. Artis M. et Okubo T. (2009): "Globalisation and business cycle transmission". *North American journal of economics and finance*, doi : 10.1016/j.najef.2009.03.002.
5. Artis, Michael J. et Wenda Zhang (1999): "Further Evidence on The International Business Cycle and the ERM: Is There a European Business Cycle?". *Oxford Economic Papers*, vol. 51 no. 1, pp. 120-32.
6. Artis, Michael J., Massimiliano Marcellino et Tomasso Proietti (2002): "Dating the euro area business cycle" télécharger de: http://www.eabcn.org/research/documents/artis_marshallino_proietti02.pdf.
7. Backus D.K. et P.J. Kehoe (1992): "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles". *American Economic Review*, 82, 864-88.
8. Baxter M. et King R.G. (1995): "Measuring Business-cycles: Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series". *Working Paper No. 5022. National Bureau of Economic Research*.
9. Baxter M. et Kouparitsas M. (2005): "determinants of business cycle comovement: a robust analysis". *Journal of monetary economics*, 52, 113-157.
10. Bernanke, B.S. et A.S. Blinder (1992): "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *American Economic Review*, 82(4), pp. 901-921.
11. Beveridge S. et Nelson C.R. (1981): "A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle". *Journal of Monetary Economics*, 7, 151-74.
12. Binswanger M. (2004): "Stock returns and real activity in the G-7 countries: did the relationship change during the 1980s?" *The quarterly review of economics and finance*, 44, 237-252.
13. Boehm, E.A., (1998): "A review of some methodological issues in identifying and analysing business cycles". *Melbourne Institute Working Paper, No. 26/98*.
14. Bry G. et Boschan C. (1971): "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs." *NBER, New York*.
15. Calderon, C., A. Chong, et E. Stein. (2002): "Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: Are Developing Countries Any Different?" *Working Paper 195. Central Bank of Chile, Santiago*.
16. Canova F. et Nicolo G. (2003): "On the sources of business cycles in the G-7". *Journal of international economics*, 59, 77-100.
17. Cesar Calderon et Rodrigo Fuentes, (2006): "Characterizing the business cycles of Emerging Economies". Télécharger de : <http://www.cepr.org/meets/wkcn/1/1638/papers/fuentes.pdf>
18. Christiano, Lawrence J. et Terry J. Fitzgerald (2003): "The Band-Pass Filter". *International Economic Review*, vol. 44 no. 2, pp. 435-65.
19. Clark, Todd E. et Eric van Wincoop (2001): "Borders and Business Cycles". *Journal of International Economics*, vol. 55, pp. 59-85.
20. Dungey M. et Pagan A. (2000): "A structural VAR model of Australian economy". *Economic record* 76, 321-342.
21. Frankel J. A. et Rose A. K. (1996): "The endogeneity of the optimum currency area criteria". *NBER working paper. 5700*.
22. Gagnon, J.E. et M.D. Unferth (1993): "Is There a World Interest Rate?" *Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Paper No. 454*.
23. Gruben W., Koo J. et Millis E. (2002): "How does international trade affect business cycle synchronization?" *Federal Reserve Bank of Dallas, research department, Working paper 0203, August 2002*.
24. Harding D. et Pagan A. (2006): "Synchronization of cycles". *Journal of Econometrics*, 132, pp.59-79.
25. Harding, D. et A. Pagan (2000a): "Knowing the cycle". In: Backhouse, R., Salanti, A. (Eds.), *Macroeconomics and the Real World: Volume 1, Econometric Techniques and Macroeconomics. Oxford University Press, Oxford*.
26. Harding, D. et A. Pagan (2002): "Dissecting the cycle: a methodological investigation". *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381.
27. Hodrick R.J. et Prescott E. (1997): "Post-war U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation". *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(1): 1-16.
28. Imbs J. (2004): "Trade, finance, specialization and synchronization." *Review of economics and statistics*, 86, 723-734 August.
29. Inklaar R., R. Jong-A-Pin et J. Haan (2005): "Trade and business cycle synchronization in OECD countries A Re-examination". *CESifo working paper No. 1546*.
30. Kehoe P. (2005): "Comment on: Determinants of business cycle comovement; a robust analysis". *Journal of monetary economics*, 52, 159-162.
31. King, R. G., et C. I. Plosser (1994): "Real business

- cycles and the test of the Adelmans," *Journal of Monetary Economics*, 33(2), 405–438.
32. **Kydland F.E. et E.C. Prescott (1990):** "Business Cycles: Real Facts and a Monetary Myth", in *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, Spring, 3-18.
 33. **Lee Hyun-Hoon, Huh Hyeon-Seung et Harris David (2003):** "The relative impact of US and Japanese business cycles on the Australian economy". *Japan and the World Economy*.
 34. **Nelson, C.R. et PLOSSER C. (1982):** "Trends and Ransom Walks in Macroeconomic Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-67.
 35. **Nobert Fiess (2007):** "Business cycle synchronization and regional integration: A case study for Central America". *The World Bank Economic Review*, vol. 21, No. 1, pp. 49-72.
 36. **Otto G., Voss G. et Willard L. (2001):** "Understanding OECD Output correlations". *Research Discussion paper 2001-05*.
 37. **Pedersen, T. M. (1998):** "How long are Business Cycles? Reconsidering Fluctuations and Growth". *Discussion Paper 98-24, University of Copenhagen, Institute of Economics*.
 38. **Pesaran M.H. et Shin Y. (1996):** "An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis". *Cambridge: Department of Applied Economics, Cambridge University*.
 39. **Pigott, C. (1994):** "International Interest Rate Convergence: A Survey of the Issues and Evidence". *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, 18(4), pp. 24-37.
 40. **Roos N. et Russell B. (1996):** "Towards an understanding of Australian's Co-movement with foreign business cycles". *Research Discussionpaper9607*.
 41. **Rose A. et Engel C. (2002):** "Currency unions and international integration". *Journal of Money, Credit and Banking* 34, 1067-1089.
 42. **Selover D. et Round D. (1996):** "Business cycle transmission and interdependence between Japan and Australia". *Journal of Asian Economics* 7, 569-602
 43. **Shin, K., et Y. Wang. (2003).** "Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia." *Asian Economic Papers* 2(3):1–20.
 44. **Stock, J.H. and M.W. Watson, (1998):** "Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series". *NBER Working Paper No. 6528*.
 45. **Watson, M. W. (1984):** "Business-Cycle Durations and Postwar Stabilization of the U.S. Economy". *American Economic Review*, 84(1), 24–46.