

Ali CHEBBI^a & Ramzi KNANI^b

^{a,b} Département de Méthodes Quantitatives et Economie. ISG, Université de Tunis

^a Email : alicheb@yahoo.fr

^b Email : knaniramz@yahoo.fr

Déterminants de la synchronisation des cycles en Tunisie : une approche par les modèles ADL

Résumé : Ce travail identifie les facteurs de synchronisation des cycles industriels entre la Tunisie et ses partenaires européens à travers les modèles ADL, sur des données mensuels, portant sur la période 1993-2010. La datation des cycles par l'Algorithme Bry-Buchan et l'estimation du modèle dont la robustesse est testée montrent qu'à long terme le facteur commercial ne rapproche pas les cycles industriels entre la Tunisie et ses partenaires à cause de l'apprentissage des agents lors de la formulation de leurs anticipations et de la coordination des politiques faisant défaut. Les résultats montrent aussi le rejet de l'hypothèse de Frankel (1996) selon laquelle la synchronisation des cycles est due seulement à l'intensification des échanges commerciaux. Pourtant le marché financier tunisien est sous répression, le facteur financier semble favoriser la synchronisation entre la Tunisie et la France à travers les sentiments des investisseurs. En revanche, le facteur commun favorise la synchronisation entre la Tunisie et ses partenaires européens. Les décideurs en Tunisie n'auraient pas intérêt à mettre en œuvre des barrières commerciales contre leurs échanges bilatéraux et devraient envisager des mécanismes stabilisateurs des effets volatiles des facteurs communs et financiers par un meilleur encadrement des anticipations des agents.

Mots Clés : Cycles économiques – Synchronisation – Concordance – Modèle ADL.

On the Determinants of Business Cycle Synchronization in Tunisia: an approach by the ADL models

Abstract: This paper identifies factors of industrial cycles' synchronization between Tunisia and its European partners through the ADL models on monthly data 1: 1993-1912: 2010. Dating and estimation of the model show that long-term trade factor does not approach the industrial cycles between Tunisia and its partners because of the learning mechanism agents and lack of policy coordination. The results show also the rejection of the hypothesis of Frankel (1996) that the synchronization of cycles is only due to the increased trade. Yet the Tunisian financial market is repressed, the financial factor seems to favor the synchronization between Tunisia and France through investor sentiment. However, the common factor promotes synchronization between Tunisia and its European partners. Policymakers in Tunisia would not interest to implement trade barriers against bilateral trade and should consider stabilizing mechanisms volatile effects of common and financial factors by better supervision of agents' expectations.

Keywords: Industrial Cycles – Synchronization – Concordance – ADL model.

J.E.L. Classification: E32 – F43 – B23

1. Introduction

L’analyse des cycliques économiques et leur synchronisation n’a cessé de susciter l’intérêt des économistes durant la dernière décennie¹. A la suite de Canova et Nicolo (2003), l’identification des sources des fluctuations et leur synchronisation permet à l’Etat de mieux cibler ses politiques économiques.

Dans le prolongement de l’œuvre des nouveaux classiques (Lucas et Sargent), les modèles de cycles réels ou d’affaires initiés par Kydland et Prescott (1982) et Long et Plosser (1982) s’intéressent aux effets de fluctuation des chocs réels, essentiellement technologiques, sur l’activité économique et l’emploi. Ils donnent ainsi quelques faits stylisés permettant de d’appréhender l’instabilité des variables économiques et de décrire leur évolution. Ces modèles offrent sur le plan appliqué un cadre d’analyse assez important mettant en avant l’importance de ces modèles dans l’explication des fluctuations cycliques et les éléments de leur synchronisation. Le modèle de Kydland et Prescott (1982) est construit initialement dans le but d’analyser les fluctuations des agrégats macroéconomiques pour qu’il devienne par la suite une référence riche pour la modélisation des fluctuations cycliques dont la source et aussi bien réelle que financière.

Dans ce cadre théorique et en ce qui nous concerne, la littérature empirique rend compte de trois principaux types de facteurs responsables de la corrélation des cycles à travers les économies. Il s’agit des facteurs communs, financier et d’échanges bilatéraux. Frankel et Rose (1996) montrent que deux pays ayant une forte intensité d’échange bilatéral ont tendance à avoir des cycles économiques plus corrélés. En effet, le choc qu’une économie subit agit indirectement sur l’économie coéchangiste.

La littérature économétrique offre une large gamme de travaux et de méthodes appliquées utiles au traitement de la synchronisation des cycles. 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*) pour spécifier les variables à introduire dans l’explication de la synchronisation. Dans ce papier, nous nous basons sur le modèle Autorégressif à retard échelonné (*ADL* : *Autoregressive Distributed Lag*) proposé par Pesaran et Shin (1996) pour tester l’effet de court et de long terme des différentes variables susceptibles d’expliquer la synchronisation des activités réelles entre l’économie tunisienne et ses principaux partenaires européens à savoir la France, l’Italie et l’Allemagne.

¹ Agénor et al. (2000), Inklaar et al. (2005), Fiess (2007), Artis et Okubo (2009).

Très récemment, les décideurs économiques en Tunisie ont pris en compte les retombées de la récession économique en Europe pour effectuer des prévisions sur la croissance ainsi que pour l'élaboration du budget économique de 2013. En 2012, les secteurs des industries mécaniques et électriques ainsi que celui du textile s'étaient vus en récession en rapport avec la contraction de la demande européenne qui leur est adressée.

L'objet de ce papier est d'identifier les facteurs de la synchronisation des cycles industriels en Tunisie et dans ses principaux partenaires commerciaux européens par référence aux fondements théoriques modernes des cycles réels et les développements analytiques qui en découlent. C'est dans le but de proposer des politiques économiques appropriées à une stabilisation nécessaire à la relance économique.

Ce faisant, nous nous basons sur l'indice de la production industrielle qui est à notre sens approprié puisqu'il rend compte des activités les plus exposés. Sur les données mensuelles de l'indice de production industriel (*IPI*) en Tunisie, en France, en Italie et en Allemagne pour la période allant de 1993 :1 à 2010 :12, nous menons nos investigations empiriques à travers les modèles autorégressifs à retards échelonnés (*ADL*).

Ce faisant, nous adoptons la méthodologie suivante :

- Filtrer les séries temporelles de l'*IPI* à travers le filtre le plus répandu à savoir celui développé par Hodrick et Prescott (1990).
- Mesurer le degré de synchronisation entre les cycles de croissance de l'économie tunisienne et ceux de ses partenaires en appliquant le coefficient de concordance de Harding et Pagan (2002, 2006) et non le simple coefficient de corrélation qui suggère par ailleurs des limites.
- Déterminer les facteurs de la synchronisation.

Ce papier est organisé comme suit. Dans la deuxième section nous étudions la synchronisation des cycles de croissance par référence à ce que la littérature appelle “Cycles modernes” (Barro, 1989). Dans une troisième section nous présentons une explication des facteurs de la synchronisation des cycles. L'approche économétrique adoptée ainsi que les interprétations des résultats sont présentées dans la quatrième section. La cinquième section conclut l'article.

2. Sur la synchronisation des cycles industriels entre la Tunisie et l'Europe

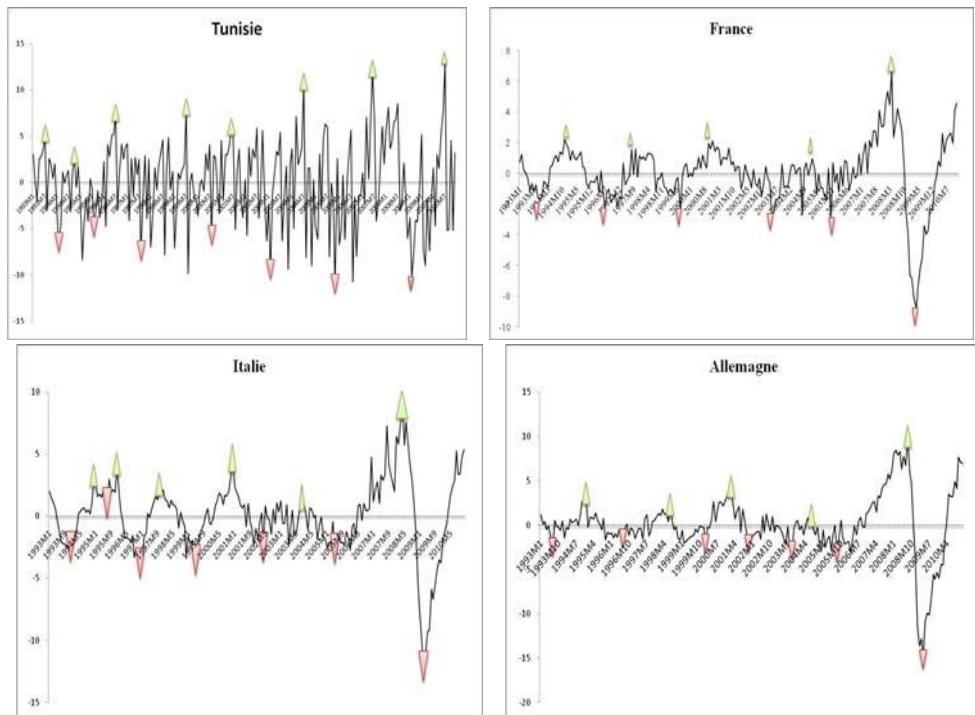
Avec l'accord de libre-échange entre la Tunisie et l'UE et l'intensification des échanges entre eux depuis 1995, il est utile d'étudier la synchronisation des cycles entre l'économie nationale et ses principaux partenaires (Allemand, Français et Italien). Ceci est d'une importance particulière surtout que la récession qu'a vécue la Tunisie en 2011 serait en partie due à celle en Europe. Ainsi, le traitement des fluctuations cycliques des secteurs les plus exposés, *i.e* ; industriels, suscite notre intérêt.

L'analyse de la synchronisation des cycles a fait l'objet d'une littérature empirique diversifiée. Du point de vue de la mesure de synchronisation, nous pouvons les distinguer en deux types. Le premier rassemble les travaux basés sur un simple coefficient de corrélation comme celui de Duarte et Holden (2003), mené pour mesurer la synchronisation entre les cycles économiques au sein du G7 pour la période allant de 1960 :1 à 1998 :2. Cette méthode suggère des limites méthodologiques puisqu'elle ne prend pas en compte les effets retardés de la synchronisation. Le deuxième type, que nous adoptons dans ce papier, est basé essentiellement sur l'approche de Harding et Pagan (2002, 2006) donnant lieu à l'indice de concordance. (Voir annexe 1)

Le filtre HP (Hodrick et Prescott (1990)) est ici adopté pour extraire les composantes cycliques des séries de l'IPI. Les points de retournements des cycliques sont obtenus par la méthode de Bry et Boschan (1971). La figure 1 suivante présente un premier aperçu sur l'allure des cycles des économies concernées.

La figure 1 retrace les composantes cycliques de l'indice de production industriel en Tunisie et dans ses principaux partenaires européens ainsi que les points de retournements (pic en flèche dirigée vers le haut et creux en flèche dirigée vers le bas). Un aperçu sur le profil cyclique dans ces pays est ainsi obtenu : les cycles de l'industrie tunisienne coïncident avec ceux de l'Italie et de l'Allemagne dans une seule phase de récession. Entre la Tunisie et la France, une coïncidence en deux phases de récession est détectée. Quant à l'allure et l'amplitude des cycles, elles montrent que les cycles en Tunisie sont dans une meilleure synchronisation avec ceux de la France.

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



Source : Auteurs

Ce constat est soutenu par le calcul de l'indice de concordance de Harding et Pagan (2006) dont les résultats sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 1: Degré de synchronisation des cycles économiques 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

Source : Calcul des auteurs

Le tableau 1 permet de donner une idée sur le degré d'interdépendance entre les industries des 4 pays. La concordance la plus élevée est établie entre les cycles de l'industrie tunisienne et française (54,63%), alors qu'environ 53% avec l'Italie et

avec l'Allemagne. Par conséquent, l'industrie tunisienne est une quasi-coïncidence avec celles française et italienne, mais une en concordance plus faible avec l'économie allemande durant la période étudiée. La forte synchronisation entre la Tunisie et la France par rapport à celle avec l'Italie et l'Allemagne, est a priori la conséquence d'échanges bilatéraux plus intenses entre ces deux économies². Par ailleurs, une synchronisation autour de 80% entre les économies européennes a été détectée. L'union européenne et la coordination des politiques macroéconomiques dans leur composante monétaire en est une principale raison³.

3. Les déterminants de la synchronisation des cycles Tunisie-Europe

Durant la dernière décennie, les travaux concernant la détermination des facteurs responsables de la synchronisation entre les activités économiques se sont remarquablement multipliés. Cet intérêt est dû à la globalisation des marchés des biens et capitaux mettant ainsi en exergue des canaux de transmission des fluctuations entre différentes économies. A titre d'illustration, Duarte et Holden (2003) et Binswanger (2004) ont étudié le comportement cyclique des économies du G7⁴. Otto et *al.* (2003) et plus récemment Artis et Okubo (2009), ont élargi l'échantillon en étudiant la corrélation bilatérale des cycles de croissance économique de 17 pays de l'OCDE. Il en est déduit que l'intégration économique intensifie la transmission des chocs d'une économie à une autre.

La littérature offre deux principales explications de la corrélation des activités réelles bilatérales. La première est celle de 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, directement ou indirectement, différentes économies. Les fluctuations économiques peuvent aussi être transmises entre deux économies qui ne sont pas directement liées mais à travers un pays tiers. Ainsi, la corrélation entre les activités industrielles de la Tunisie et celles de ses principaux partenaires européens à savoir l'Allemagne, la

² L'échange bilatéral en 2011 de la Tunisie avec la France représente 18,29% de ses importations et 28% de ses exportations (source INS). Ces parts, étant presque les mêmes sur le moyen terme, sont plus élevées que celles entamées que ce soit entre la Tunisie et l'Allemagne ou entre la Tunisie et l'Italie.

³ Rencontre du troisième type : l'Union Monétaire Européenne, Recherche Economique, 04 février 2011 – N° 96. <http://cib.natixis.com/flushdoc.aspx?id=56487>

⁴ Les économies du G7 sont : Allemagne, Canada, France, Italie, Japon, R-U, et USA.

France et l'Italie, se fait à travers trois canaux de transmission définissant quatre variables : le canal commercial (un indicateur expliquant les échanges bilatéraux (EB)), le canal financier (approximé par le taux d'intérêt réel (rs)), et un canal commun (traduit par le prix du pétrole (PP) et l'indice de la production industrielle des Etats-Unis (IP_{USA})).

A propos du coefficient de corrélation, il est donné par l'expression 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.

3.1. Le Facteur commercial

À priori, le commerce est le mécanisme le plus important de transmission des fluctuations entre les économies. Un choc positif de la demande d'une économie provoque une croissance au niveau de l'activité réelle de l'autre économie par les liaisons commerciales. Ainsi, le facteur commercial pourrait être considéré comme un déterminant du co-mouvement des cycles économiques entre pays.

Plusieurs travaux empiriques sont 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. Cependant, Shin et Wang (2003) avancent que l'augmentation du volume commercial entre pays n'implique pas nécessairement une forte synchronisation des cycles économiques puisque l'échange commercial résulte aussi d'une haute spécialisation qui induirait moins de synchronisation. De plus, une faible corrélation des cycles a été obtenue par Calderon et al. (2002) sur un échantillon de pays en développement. De ce fait, il n'y a pas une unanimité concernant l'effet de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles économiques. Ceci soutient davantage la nécessité de nos investigations empiriques sur l'échantillon de pays que nous considérons.

Nous essayerons alors de vérifier si le facteur commercial explique la synchronisation des cycles industriels de la Tunisie avec ceux de ses partenaires européens.

Pour ce faire nous nous intéressons à l'indicateur des échanges bilatéraux proposé par Frankel et Rose (1996). Cet indicateur est défini par la mesure du ratio de commerce bilatéral dans 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 en provenance du pays j , x_i :

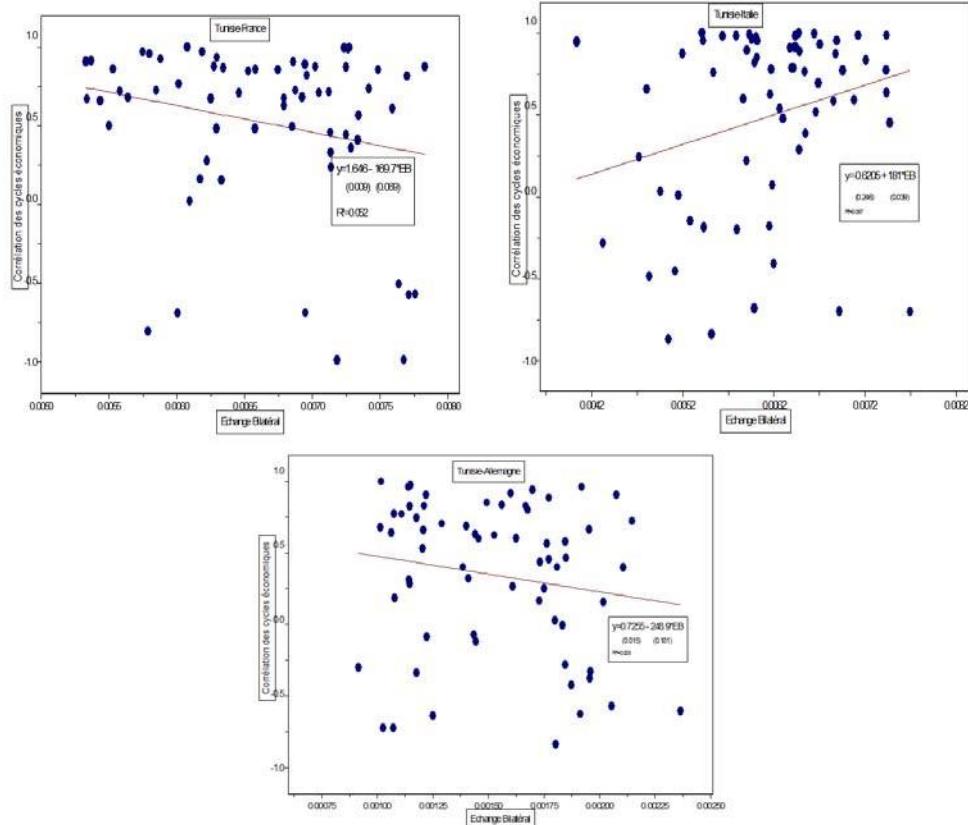
Les exportations totales du pays i et,

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 des abscisses, et la corrélation des cycles économiques dans l'axe des ordonnées. Les régressions univariées des corrélations des cycles économiques, notées (y) , sur l'échange bilatéral, noté (EB) , sont indiquées par un trait. Les résultats de ces régressions sont obtenus par la simple méthode *MCO* et représentés comme suit :

La figure 2 présente la régression du coefficient de corrélation entre les cycles économiques et les échanges bilatéraux des économies considérées. Les droites décrivent 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, les relations commerciales 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. Baxter et Kouparitsas (2005), en utilisant une base de données de 5000 observations, ont obtenus des paramètres significatifs avec des disparitions moyennes appartenant à l'intervalle [-0.8, 0.8]⁵.

⁵ Kehoe (2005) note que c'est tout à fait normal que pour un échantillon de 5000 observations, les paramètres soient significatifs malgré le fait que R^2 soit inférieur à 1%.

Figure 2 : Echanges Bilatéraux et corrélation des Cycles Economiques.

Source : Auteurs

Le nuage des points indique que la relation entre l'échange bilatéral et la corrélation des cycles de croissance entre la Tunisie et la France ainsi qu'entre la Tunisie et l'Allemagne reste négligeable. En revanche, entre la Tunisie et l'Italie, un effet positif est persistant.

Comme première interprétation, l'échange commercial entre la Tunisie et la France et entre la Tunisie et l'Allemagne n'a pas d'effet notable sur la synchronisation des cycles. Alors qu'avec l'Italie, l'intégration commerciale de la Tunisie a un effet positif sur la synchronisation des cycles. Une analyse plus avancée sera menée par la suite, lors de la modélisation économétrique des différents facteurs.

3.2. Le Facteur financier

A la suite d’Otto et al. (2001), les liens dans les marchés financiers s’avèrent être les mécanismes de synchronisation les plus répandus dans la littérature appliquée des cycles réels. De même, Frankel et Rose (1998) montrent qu’une forte corrélation d’output entre les économies européennes est la conséquence partielle de la politique monétaire commune. Cependant, en Tunisie le marché financier est sous répression financière mais n’est pas sans être influencé par les fluctuations cycliques européennes. Dans ce cas, l’effet du canal financier serait celui des « sentiments des investisseurs » comme montré empiriquement par Chebbi et al. (2013) par l’adoption d’un modèle de changement de régime markovien sur le même échantillon de pays que nous retenons dans le présent papier.

Ainsi, un deuxième facteur qui pourrait expliquer les corrélations entre les cycles économiques est l’intégration des marchés financiers. Ceci pourrait être envisagé dans le cas d’une ouverture du compte capital. 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 de mobilité des capitaux, ils ont montré que toute décision d’épargne ou d’investissement dans une économie influe sur le marché financier de l’autre économie par la transmission des chocs qu’elle occasionne. 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 établi comme suit :

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

Avec, σ est l’écart type et r est la variable du taux d’intérêt réel calculé comme suit,

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

avec,

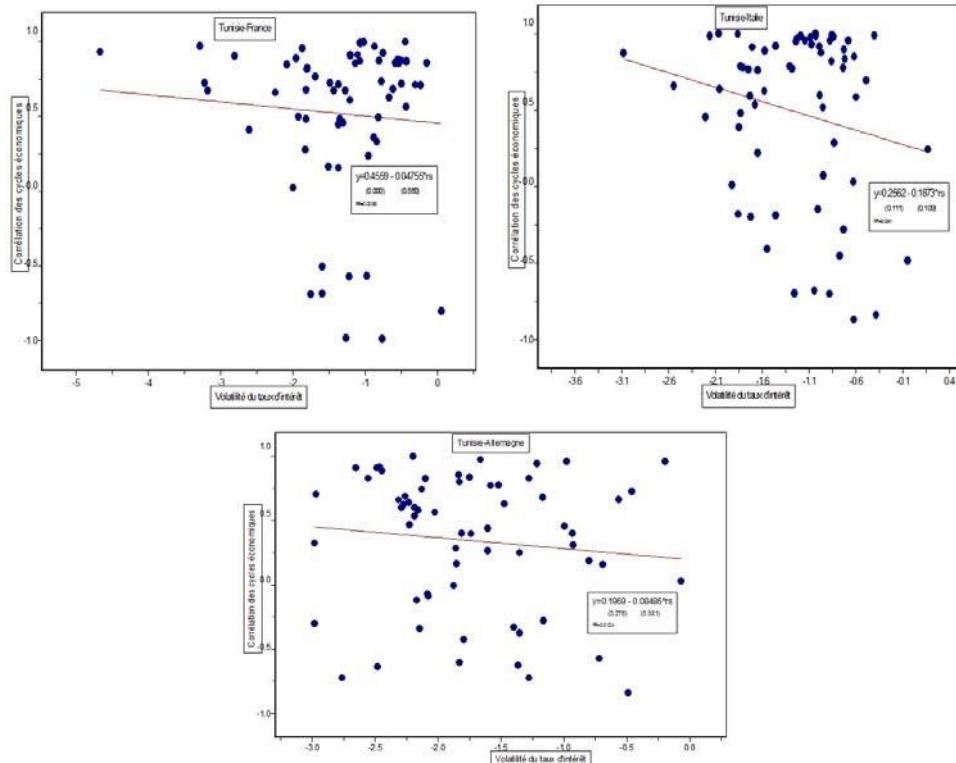
$i_{i,t}$ est le taux d’intérêt nominal et $P_{i,t}$ est l’indice des prix à la consommation.

Les auteurs montrent que la corrélation du taux d’intérêt renforce la similarité structures des économies. 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



Source : Auteurs

La figure 3 présente la dispersion des corrélations des cycles industriels contre la déviation standard du taux d'intérêt. La figure montre qu'une volatilité du taux d'intérêt est associée à une forte corrélation des cycles industriels entre la Tunisie et la France et celle entre la Tunisie et l'Italie⁶. Notons qu'une absence d'effet de ce facteur sur la corrélation des cycles a été détectée entre la Tunisie et l'Allemagne.

Les deux facteurs, commercial et financier, sont alors considérés comme sources de co-mouvements entre les économies à travers la transmission des chocs d'une économie à une autre.

⁶ Le même type de résultat est obtenu par Otto et al. (2001).

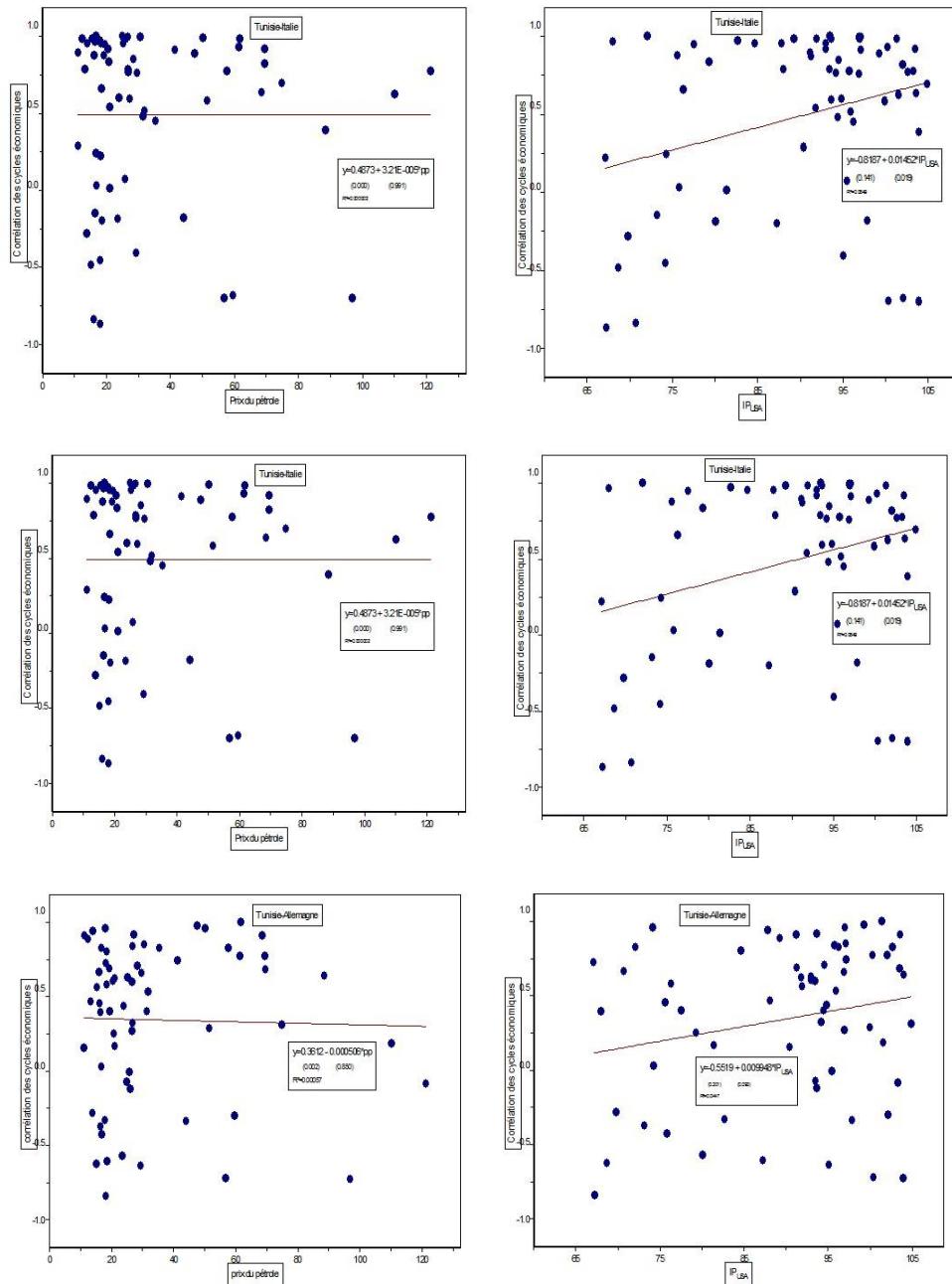
3.3. Les Facteurs communs

A travers la globalisation, la transmission des fluctuations économiques par les chocs communs agissant sur les économies de la même manière est un mécanisme important. Plusieurs indicateurs peuvent traduire 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. Aussi, les variations dans le prix du pétrole agit sur la macroéconomiques de plusieurs pays. Cet indicateur est considéré comme source de transmission des fluctuations économiques (Pigott (1994), Gagnon et Unferth (1993) et Bernanke et Blinder (1992)). L'importance des facteurs communs dans l'interdépendance des économies est justifiée comme suit : si le prix du pétrole est considéré comme indicateur traduisant 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 non seulement de l'implication de la Tunisie dans ce marché mais aussi de leur interdépendance commerciale.

Plusieurs études analytiques et empiriques prenant en compte ce facteur commun à l'instar de Roos et Russel (1996), montrent que le changement des politiques monétaires des grandes économies peut influer sur l'économie domestique de petites tailles. A tel enseigne, Canova et De Nicolo (1995) montrent que la prévision de la croissance du PNB américain aide à prévoir les rendements des marchés financiers européens et par là la croissance dans ces pays qui, voyonsnous, ne serait pas sans effet sur la croissance en Tunisie. Frankel et Rose (1996) avancent que les chocs des prix du pétrole sont considérés comme une source importante de fluctuations économiques. Enfin, Duarte et Holden (2003) ont noté que le choc pétrolier des années soixante-dix a entraîné une forte synchronisation internationale entre 1970 et 1980.

Abstraction faite du taux de l'intérêt mondial, peu approprié comme facteur commun pour le cas tunisien dont le marché financier est sous répression, deux variables ont été retenues pour traduire le facteur commun : le prix du pétrole et l'Indice de Production des Etats-Unis. Ainsi, nous essayons de vérifier la relation entre la corrélation des cycles de croissance de l'indice de production industriel de la Tunisie avec ces partenaires d'une part et le prix du pétrole et l'IPI des Etats-Unis d'autre part.

Figure 4 : Prix du pétrole, indice de la production industrielle des USA et Cycles économiques



Source : Auteurs

La répartition des coefficients de corrélation et le 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 européens. Mais la concentration des valeurs de corrélation autour de l'unité implique que la baisse des prix du pétrole est associée à 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.

4. Le Modèle de régression

Nous évaluons la pertinence de ces trois facteurs dans l'explication de la corrélation bilatérale. Ainsi, dans cette approche empirique, nous élaborons 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 le filtrage 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 suggèrent que l'ajustement des séries temporelles par la différence première est une méthode inadéquate : ils notent que ce filtrage ne fournit pas une bonne mesure des fréquences des cycles économiques. Ils proposent alors de suivre la méthode de Band-Pass ou celle HP. De même, Frankel et Rose (1996) ont utilisé des séries *détrendées*. Duarte et Holdin (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 qu'adopté par Selover et Round (1996), Dungey et Pagan (2000), Lee et al. (2003). Cependant, Baxter et Kouparitsas (2005) ont utilisé l'approche *EBA* (*Extreme-bounds analysis*).

Dans notre papier nous nous intéressons à la relation dynamique entre les coefficients de corrélation et les trois facteurs 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 les retards des variables expliquées et des variables explicatives pour capter les effets dynamiques.

Le modèle (ADL) à correction d'erreur retenu se présente comme suit,

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

Avec,

Δy_t la série différenciée de la corrélation entre les cycles de croissance de l'*IPI* de la Tunisie avec chacun de ses partenaires.

x_{it} (*IP*, *EB*, *rs*, *PP*), le vecteur des facteurs spécifiés.

$k = 3$, le nombre des facteurs.

Les paramètres (p, q_1, q_2, q_3) indiquent l'ordre des retards des variables IP_t , EB_t , rs_t et PP_t , respectivement. Nous vérifions l'effet de long terme pour des retards allant jusqu'aux 5.⁷ La procédure du test est la suivante,

$$H_0 : \mu_{ji} = 0 \text{ contre } H_1 : \mu_{ji} \neq 0, \text{ pour } i = 1, \dots, k.$$

Le rejet de l'hypothèse nulle indique l'existence de relation de long terme entre les variables. Nous effectuons ce test par la statistique de Fisher. Le résultat est donné dans le tableau suivant :

Tableau 2 : Test de Fisher pour les effets de long terme des facteurs spécifiques

(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

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

(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 éconoïques.			

Source : Auteurs

Les bandes de significativité de la statistique de Fisher sont données dans Pesaran, Shin et Smith (2001).⁸ Les résultats montrent une relation de long terme des facteurs déterminants la synchronisation sur les corrélations des cycles dans les différentes économies de l'échantillon. L'estimation de cette relation de long terme est vérifiée par la modélisation du processus *ADL*. Nous vérifions d'abord la stationnarité des séries étudiées. Les résultats du test ADF sont donnés dans le tableau suivant :

Tableau 3 : Test ADF des séries en niveau et en différences.

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

Source : Auteurs

Le tableau 3 montre que les séries de l'échange bilatéral entre la Tunisie et l'Allemagne et celle du prix de pétrole sont intégrées de premier ordre. La stationnarité est alors vérifiée pour les séries différencierées. Ainsi, dans notre travail, nous nous intéressons à la différenciation des séries.

Le modèle rendant compte d'effets de long terme se présente comme suit :

p *q*¹ *q*² *q*³

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

$$\gamma_{tij} \square \square \square_1 \square \square_{kij} \gamma_{t kij} \square \square_{lij} EB_{t lij} \square \square_{mij} rs_{t mij} \square \square_{lij} PP_{t lij} \square \square_{tij} \quad (6)$$

$k \square 1$ $t \square 0$ $m \square 0$ $n \square 1$

Avec, $\square_t^{ij} \sim N(0, \sigma^2)$

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 (q_1 , q_2 , q_3) représentent les ordres de retards autorégressifs des variables explicatives (EB , rs , PP).

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

$$\alpha_i \square \frac{\alpha}{\beta_0 + \beta_1 + \dots + \beta_p}$$

$$\square_0 \square \square_1 \square \dots \square \square_{q1}$$

$$\square_i * \square \frac{1 \square \square_0 \square \square_1}{\square_0 \square \square_1 \dots \square \square_p},$$

$$\dots$$

$$\square_0 \square \square_1 \square \dots \square \square_{q2}$$

$$\square_i * \square \frac{1 \square \square_0 \square \square_1 \square}{\dots \square \square_p}, \text{ et}$$

$$\dots$$

$$\frac{* \square \frac{1 \square \square_0 \square \square_1 \dots \square \square_{q3}}{\square_i \dots \square \square_p}}{\dots}$$

L'identification des paramètres de retards autorégressifs (p, q_1, q_2, q_3) est basée sur le critère d'information AIC tel que,

$$AIC_m \square \log(\hat{\Sigma}_m^2) \square 2 \frac{---}{k_m, n}$$

avec,

$\hat{\Sigma}_m^2$ est la variance estimée du modèle M , et k_m est le nombre des coefficients dans le modèle.

Les corrélations des cycles économiques de la Tunisie-France, Tunisie-Italie et Tunisie-Allemagne sont traduites par 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.

Les résultats suivants peuvent en être déduits :

La significativité de la statistique de Fisher « F » permet d'avoir une idée sur la significativité des paramètres du modèle. Autrement, pour l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des retards ($\alpha_i, \beta_i, \gamma_i, \delta_i$) sont égaux à zéro est rejetée au niveau de signification de 1%.

Corrélation des cycles Tunisie-France : Le coefficient de régression ajusté R^2 est proche de 0.7. Les résultats du test d'auto-corrélation des résidus donnés par la statistique Ljung-Box (1987), montrent que les résidus sont non-correlés.

La corrélation des cycles Tunisie - 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 à une faible corrélation des cycles industriels entre l'économie tunisienne et française. De même, un choc positif du prix de pétrole a un effet négatif sur la synchronisation des fluctuations économiques entre la Tunisie et la France.

Corrélation des cycles Tunisie-Italie : Une légère amélioration de l'adéquation du

modèle est détectée par un coefficient d'ajustement plus élevé « $R^2 = 0.74$ ». Les résultats du test Ljung-Box montrent la non-corrélation des résidus. Les résultats montrent aussi des effets significatifs et négatifs de l'échange bilatéral entre ces deux économies. Ceci nous permet de déduire que les fluctuations des activités industrielles sont expliquées par des chocs idiosyncrasiques.

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)
α_1	-0.7052** (0.000)	-0.8681** (0.000)	-0.855** (0.000)
α_2	-0.6981** (0.000)	-0.7571** (0.000)	-0.7276** (0.000)
α_3	-0.6341** (0.000)	-0.7197** (0.000)	-0.5499** (0.000)
α_0	-305.405** (0.000)	-269.0198** (0.006)	-1011.67** (0.000)
α_1	...	-101.687 (0.322)	...
α_2	...	-202.043** (0.033)	...
α_0	-0.0055 (0.907)	-0.0781 (0.391)	0.1335 (0.158)
α_1	...	-0.1677 (0.134)	0.2602** (0.034)
α_2	...	-0.2858** (0.0002)	0.0291 (0.805)
α_3	-0.1626 (0.101)
α_0	-0.0072 (0.519)	0.0042 (0.694)	0.0145 (0.171)
α_1	-0.0307** (0.011)	...	-0.0517** (0.000)
R^2	0.667	0.734	0.762
F	17.57 (0.000)	17 (0.000)	19.58 (0.000)

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
**: Statistiquement significativement différent de zéro à 5%.

Source : Auteurs à partir des résultats d'estimation

Corrélation des cycles Tunisie-Allemagne : Une modélisation semble adéquate

($R^2 \approx 0.76$) au cas de Tunisie-Allemagne avec une significativité des paramètres estimés. Ainsi, nous pouvons en déduire que nous avons un meilleur ajustement des coefficients de corrélations des cycles économiques en présence des 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 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 estimations des effets de long terme pour chaque paire de pays sont représentées dans le tableau 5 suivant :

Tableau 5 : Estimation des coefficients de Long terme

	Tunisie-France	Tunisie-Italie	Tunisie-Allemagne
Variable	<i>ADL</i> (3,0,0,1)	<i>ADL</i> (3,2,2,0)	<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

Source : Auteurs à partir des résultats d'estimation

Selon les résultats obtenus dans le tableau 5, l'échange bilatéral entretient une relation de long terme négative avec les différentes corrélations de l'activité industrielle de la Tunisie avec celles dans ses partenaires européens. Ceci expliquerait l'adaptation des agents économiques aux fluctuations en rendant les échanges lisses dans le long terme. En revanche, le facteur financier (taux d'intérêt) est en relation positive de long terme avec la corrélation entre les cycles tunisiens et allemands, mais négative avec la France et l'Italie. Enfin, le prix du pétrole, pris pour un facteur commun, a des effets positifs de long terme sur la synchronisation des

fluctuations économiques entre la Tunisie et l'Italie. Ce facteur commun se présente comme une source d'information commune pour les anticipations des agents.

Enfin, dans le but isoler l'effet de chacun des facteurs de synchronisation avec chaque partenaire européen, nous avons décomposé la matrice variance-covariance selon la méthode de Cholesky pour obtenir les résultats synthétisés dans le tableau suivant :

Tableau 6 : Part (%) de chaque facteur de synchronisation et décomposition de la Variance

Facteur	Autonome	Commercial	Financier	Commun
Tunisie-France	63,92285	12,25240	10,75889	13,06586
Tunisie-Italie	73,40363	8,955121	13,49226	4,148987
Tunisie-Allemagne	28,84696	8,129667	3,039836	59,98354

Source : Auteurs

Sur un horizon de 24 périodes, *i.e. 6 ans*, outre la part autonome de synchronisation, nous nous rendons compte qu'entre les cycles industriels tunisiens et français les trois facteurs interviennent presque selon la même importance.⁹ Cependant, pour la synchronisation des cycles tunisiens et italiens, il semble que le facteur financier est le plus important (13,49%). Enfin, le facteur commun accapare la part la plus importante dans l'explication de la synchronisation des cycles entre la Tunisie et l'Allemagne (59,9%). Il est d'autant plus important dans l'explication de la synchronisation que le poids des autres facteurs est faible comme le cas Tunisie-Allemagne. Notons aussi que les parts autonomes les plus élevées correspondent à un degré de synchronisation le plus élevé obtenu plus haut.

Conclusion

Dans ce papier nous avons dans un premier temps vérifié une synchronisation partielle entre l'activité économique industrielle de la Tunisie et celle de ses principaux partenaires européens, puis identifié par la suite les facteurs explicatifs de cette synchronisation, à savoir l'échange bilatéral, le facteur financier et le facteur commun. Enfin, nous obtenons une synchronisation moyenne entre les cycles industriels en Tunisie et en France, et une plus faible synchronisation aussi bien entre ceux de la Tunisie et l'Italie qu'entre Tunisie et en Allemagne.

⁹ Pour plus de détail les résultats complets de la décomposition à la Cholesky de la matrice de Variance-Covariance bien vouloir contacter les auteurs.

Nos résultats rejettent l'hypothèse de Frankel et Rose (1996) selon laquelle plus d'échange commercial implique plus de synchronisation des cycles. En fait, le volume commercial n'est pas le seul facteur qui influe sur le degré de synchronisation des cycles. Grâce à la modélisation ADL, *les résultats montrent qu'à long terme l'échange bilatéral ne rapproche pas les cycles économiques entre la Tunisie et ses partenaires européens. L'apprentissage des agents en lissant leur plan d'échange se présente comme un mécanisme expliquant cette corrélation négative.* D'autres facteurs ayant trait à la coordination des politiques budgétaires et monétaires n'étaient pas pris pour pertinents dans notre analyse puisque entre la Tunisie et ses partenaires commerciaux européens cette coordination fait défaut.

En revanche, le prix du pétrole et l'indice de production de l'USA, comme facteurs communs, favorisent la synchronisation entre la Tunisie et ses partenaires européens, puisqu'ils agissent de la même manière sur ces économies. Il est d'autant plus important (dans l'explication de la synchronisation) que le poids des autres facteurs est faible. Il est de l'ordre de 60% entre la Tunisie et l'Allemagne selon la méthode de la décomposition de la variance selon la méthode de Cholesky sur un horizon de 6ans. A long terme, le taux d'intérêt est positivement corrélé avec la synchronisation des cycles économiques de la Tunisie avec la France et négativement avec l'Italie et l'Allemagne. En effet, l'essentiel des biens d'équipement importés, proxy de l'investissement étranger (au vu de leur importance prépondérante dans les besoins des industriels tunisiens), est en provenance de la France et à moindre mesure des deux autres pays. Enfin, Pourtant, le marché financier tunisien est sous répression, le facteur financier n'est pas sans avoir des effets sur ses fluctuations. Ceci serait dû au canal de sentiment des investisseurs" comme montré par Chebbi et al. (2013) pour ce même échantillon.

En somme, les décideurs tunisiens gagneraient en accélérant leurs échanges bilatéraux avec les principaux partenaires européens sans risquer un large effet de transmission des fluctuations cycliques. Mais en même temps, ils devraient mettre en place des mécanismes de stabilisation des effets de la volatilité des facteurs communs et financière par un meilleur encadrement des anticipations des agents. Dans des travaux ultérieurs, il serait important d'analyser la gestion du régime de change, celle du marché financier et surtout celle industrielle portant sur l'appareil productif dans le but de renforcer la résilience de l'économie face aux fluctuations étrangères.

Annexe 1

La Méthode de Harding et Pagan

L'indice de concordance proposé par Harding et Pagan (2002, 2006) est basée directement sur la mesure des points de retournements (pic et creux).

Pour deux indicateurs X et Y de deux économies de même taille d'échantillon ‘ n ’, Harding et Pagan (2006) ont définie l'indice de concordance par la formule suivante :

$$I = 1 + 2\rho_S (\mu_S (1 - \mu_S))^{0.5} (\mu_S (1 - \mu_S))^{0.5} + 2\mu_S \mu_S \bar{\rho}_{S,S} \bar{\rho}_{S,Y}$$

avec,

S_i une variable binaire exprime les phases de l'économie. $S_i = 1$ si l'économie i est en phase d'expansion et $S_i = 0$ si elle est en phase de récession. $\bar{\rho}_{S,S} = E(S_i)$ représente la moyenne empirique de la variable S_i et $\bar{\rho}_{S,Y}$ est le coefficient de corrélation.

Références bibliographiques

- Agénor R.P., McDermott C.J., et Prasad, E.S. (2000): “Macroeconomic fluctuations in developing countries: Some stylized facts.” *The World Bank Economic Review* 14, 251-285
- Ali Chebbi, Raoudha Louafi et Amel Hedhli (2013): “Financial fluctuations in the Tunisian repressed market context: a Markov-switching-GARCH approach”. *Macroeconomics and Finance in Emerging Market Economies*. pp. (1-19). Taylor & Francis Eds.
- 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.
- Artis M. et Okubo T. (2009): “Globalisation and business cycle transmission”. *North Americain journal of economics and finance*, doi : 10.1016/j.najef.2009.03.002.
- 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.

- Artis, Michael J., Massimiliano Marcellino et Tomasso Proietti (2002): "Dating the euro area business cycle" télécharger de: http://www.eabcn.org/research/documents/artis_marcellino_proietti02.pdf.
- Backus D.K. et P.J. Kehoe (1992): "International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles". *American Economic Review*, 82, 864-88.
- Baxter M. et King R.G. (1995): "Measuring Business-cycles: Approximate BandPass Filters for Economic Time Series". *Working Paper No. 5022. National Bureau of Economic Research*.
- Baxter M. et Kouparitsas M. (2005): "determinants of business cycle comovement: a robust analysis". *Journal of Monetary Economics*, 52, 113-157.
- Bernanke, B.S. et A.S. Blinder (1992): "The Federal Funds Rate and the Channels of Monetary Transmission". *American Economic Review*, 82(4), pp. 901921.
- 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.
- 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.
- Boehm, E.A., (1998): "A review of some methodological issues in identifying and analysing business cycles". *Melbourne Institute Working Paper*, No. 26/98.
- Bry G. et Boschan C. (1971): "Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs." *NBER, New York*.
- 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*.
- Canova F. et Nicolo G. (2003): "On the sources of business cycles in the G-7". *Journal of international economics*, 59, 77-100.
- 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>
- Christiano, Lawrence J. et Terry J. Fitzgerald (2003): "The Band-Pass Filter". *International Economic Review*, vol. 44 no. 2, pp. 435-65.
- Clark, Todd E. et Eric van Wincoop (2001): "Borders and Business Cycles". *Journal of International Economics*, vol. 55, pp. 59-85.
- Duarte A. et Holden K. (2003): "The business cycle in the G-7 economies". *International Journal of forecasting*, 19, 685-700.
- Dungey M. et Pagan A. (2000): "A structural VAR model of australian economy". *Economic record* 76, 321-342.
- Frankel J. A. et Rose A. K. (1996): "The endogeneity of the optimum currency area criteria". *NBER working paper*. 5700.

- 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.*
- 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.*
- Harding D. et Pagan A. (2006): "Synchronization of cycles". *Journal of Econometrics*, 132, pp.59-79.
- 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.
- Harding, D. et A. Pagan (2002): "Dissecting the cycle: a methodological investigation". *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365–381.
- 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.
- Imbs J. (2004): "Trade, finance, specialization and synchronization." *Review of economics and statistics*, 86, 723-734 August.
- 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.
- Kehoe P. (2005): "Comment on: Determinants of business cycle comovement; a robust analysis". *Journal of Monetary Economics*, 52, 159-162.
- 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.
- 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.
- 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*.
- Mark Crosby (2003): "Business cycle correlations in Asia-Pacific". *Economics Letters*, 80: 35-44.
- Nelson, C.R. et PLOSSER C. (1982): "Trends and Ransom Walks in Macroeconomic Time Series". *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-67.
- Fiess N. (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.
- Otto G., Voss G. et Willard L. (2001): "Understanding OECD Output correlations ". *Research Discussion paper 2001-05.*

- Pedersen, T. M. (1998): “*How long are Business Cycles? Reconsidering Fluctuations and Growth*”. Discussion Paper 98-24, University of Copenhagen, Institute of Economics.
- Pesaran M.H. et Shin Y. (1996): “*An autoregressive distributed lag modeling approach to cointegration analysis*”. Cambridge: Department of Applied Economics, Cambridge University.
- 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.
- Rencontre du troisième type : l’Union Monétaire Européenne, Recherche Economique, 04 février 2011 – N° 96.
<http://cib.natixis.com/flushdoc.aspx?id=56487>
- Roos N. et Russell B. (1996): “Towards an understanding of Australian’s Comovement with foreign business cycles”. *Research Discussion paper9607*.
- Rose A. et Engel C. (2002): “Currency unions and international integration”. *Journal of Money, Credit and Banking* 34, 1067-1089.
- Selover D. et Round D. (1996): “Business cycle transmission and interdependence between Japan and Australia”. *Journal of Asian Economics* 7, 569-602
- Shin, K., et Y. Wang. (2003). “Trade Integration and Business Cycle Synchronization in East Asia.” *Asian Economic Papers* 2(3):1–20.
- Stock, J.H. and M.W. Watson, (1998): “*Business Cycle Fluctuations in U.S. Macroeconomic Time Series*”. NBER Working Paper No. 6528.
- Watson, M. W. (1984): “Business-Cycle Durations and Postwar Stabilization of the U.S. Economy”. *American Economic Review*, 84(1), 24–46.